徐爱荣／著

ZAIBAIXIAN JINGSUAN WENTI YANJIU

再保险精算问题研究



復旦大學出版社

ZAIBAIXIAN JINGSUAN WENTI YANJIU



ISBN 978-7-309-08481-8

9 787309 084818 >

定价：16.00元

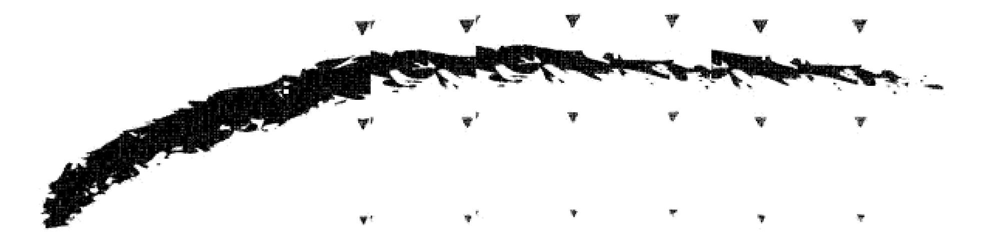
www.fudanpress.com.cn

本书由上海金融学院资助出版

徐爱荣／著

ZAIBAIXIAN JINGSUAN WENTI YANJIU

再保险精算问题研究



復旦大學出版社

图书在版编目(CIP)数据

再保险精算问题研究/徐爱荣著. —上海:复旦大学出版社, 2011.10
ISBN 978-7-309-08481-8

Ⅰ. 再… Ⅱ. 徐… Ⅲ. 再保险-计算方法-研究 Ⅳ. F840.69

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2011)第197059号

再保险精算问题研究
徐爱荣 著
责任编辑/王联合

复旦大学出版社有限公司出版发行
上海市国权路579号 邮编:200433
网址:fupnet@fudanpress.com http://www.fudanpress.com
门市零售:86-21-65642857 团体订购:86-21-65118853
外埠邮购:86-21-65109143
上海第二教育学院印刷厂

开本 890×1240 1/32 印张 6.875 字数 164 千
2011年10月第1版第1次印刷

ISBN 978-7-309-08481-8/F·1760
定价:16.00元

内容提要

本书对再保险精算的涵义进行了界定，指出再保险精算包括原保险公司再保险业务精算和再保险公司业务精算两层涵义，在此基础上，对再保险精问题进行了较为系统的研究。同时，从再保险精算两层涵义结合的角度，对巨灾再保险的定价进行了博弈分析；用现金流量折现法（DCF）探讨了巨灾债券的定价，进一步丰富了巨灾债券的定价方法。本书在一个较为完整的框架之下研究再保险精算问题，深入分析有关问题之间的联系，为构造科学的再保险精算研究体系提供了一种选择。



前言

FOREWORD

中国加入世界贸易组织后，在再保险市场的开放程度方面比起直接保险市场来说要快得多。如 20%的法定分保比例，从 2003 年起每年下降 5 个百分点，直至加入后 4 年取消法定分保，即从 2006 年开始法定分保比例下降为 0。而我国的再保险市场不论在产品开发、管理水平、市场规模还是在法规监管方面，不但不能和国外相提并论，即便与国内直接保险市场相比也不可同日而语。同时，国内目前只有中国再保险公司一家中资专业再保险人，其国际竞争力非常有限。众所周知，再保险已成为现代保险经营过程中必不可少的重要环节，再保险市场的健全对中国保险业的发展来说至关重要。中国再保险业发展缓慢，有发展历史短和制度不完善的原因，但精算技术落后则是根本性的原因。而且，2009 年 10 月新修订的《保险法》第 85 条要求："保险公司应当聘用经国务院保险监督管理机构认可的精算专业人员，建立精算报告制度。"也就是说，再保险公司也必须"聘用合格的精算专业人员，建立精算报告制度"。在此背景下，进行有关再保险精算问题的研究，对提高我国再保险公司的国际竞争力和促进再保险市场的建设来说，无疑具有重要的意义。

然而，国内关于再保险精算问题的研究多散见于各类保险文献之中，各主题之间缺乏有机的联系。本书试图在一个较为完整

的框架之下研究再保险精算问题,深入分析有关问题之间的联系,为构造科学的再保险精算研究体系提供一种选择,增强其实践指导作用。

在国内外研究的基础上,本书进行了某些创新,主要体现在:

首先是对再保险精算的含义进行了界定,指出再保险精算包括原保险公司再保险业务精算和再保险公司业务精算两层含义,在此基础上,对再保险精算问题进行了较为系统的研究。其中,最优再保险与再保险自留额是从原保险公司再保险业务精算的角度研究,再保险定价与准备金估算是从再保险公司业务精算的角度研究,而巨灾再保险则是从再保险精算两层含义结合的角度研究。

其次是从再保险精算两层含义结合的角度,对巨灾再保险的定价进行了博弈分析,指出由于原保险人存在道德风险的可能性,再保险人会把这看作是额外的风险,并相应地在再保险保费上体现出来。

再次是用现金流量折现法(DCF)探讨了巨灾债券的定价,进一步丰富了巨灾债券的定价方法,并证明了利息与部分本金存在风险、只有利息存在风险、利息与全部本金均有风险这三种巨灾债券费率实际上相同。

全书分为五章,主要内容包括:

第一章讨论的是最优再保险问题。再保险的方式多种多样,保险人在作分保安排时如何选择就是所谓的最优再保险问题。本章首先分析了再保险的作用和分类,并据此构造了比例再保险和非比例再保险的数理模型。然后研究了均值—方差原理、调节系数标准、效用理论在最优再保险选择中的应用。

第二章分析的是再保险自留额问题。基于对影响再保险自留额的非技术性因素和技术性因素的分析,本章重点讨论了确定再保险自留额的四种理论模型,并对这些模型进行了比较分析。

第三章探讨的是再保险定价与准备金估算问题。本章以超额赔款再保险为例，讨论了非比例再保险的定价方法。首先分析了再保险费率的构成及其影响因素，然后探讨了计算再保险纯费率的杜马表格法和纯保费的损失分布法及损失分布模拟法，并提出了再保险保费的计算方法。最后，对再保险准备金的估算进行了分析和探讨。

第四章讨论巨灾风险的转移问题。本章首先介绍了巨灾风险的含义、特点及目前全球巨灾风险概况，讨论了常见的巨灾风险处理方法——保险、巨灾再保险、政府以及巨灾风险证券化。然后用博弈理论对巨灾再保险交易中的道德风险进行了分析，并用现金流量折现法(DCF)探讨了巨灾债券的定价。

第五章对再保险精算的应用与研究展望进行分析。本章在分析了我国再保险业发展的现状及存在的主要问题的基础上，讨论了再保险精算在我国的应用，并提出了发展再保险精算的一些建议，最后展望了再保险精算问题进一步研究的领域与发展方向。

本书是在我的博士论文基础上修订完成的。博士论文最初的写作，得到了我的导师——上海财经大学许谨良教授的悉心指导。在此，谨向导师表示诚挚的谢意。此外，上海财经大学王德发教授、谢志刚教授和我的师兄万俊文博士，从选题、收集资料、动笔组织、修改初稿到最终定稿，他们都给我提出了许多非常中肯的建议和修改意见，在此谨致谢意。

本书的出版得到了上海市教委重点学科建设项目(项目编号：J51601)的资助，在此一并致以谢意。

徐爱荣

2011年4月

目录

CONTENTS

引　言

一、研究的背景与动机

随着社会经济和科学技术的不断发展，在社会财富日益增长的同时，财产价值趋于集中，使保险人承担的责任越来越大，也使保险经营所面临的风险不断增大。为了分散风险，均衡业务，稳定经营，保险人需要将超过自身业务承受能力的一部分责任转嫁给其他保险人来分担，这就需要利用再保险。

所谓再保险(Reinsurance)，也称分保，是指保险人在原保险合同的基础上，通过签订分保合同，将其所承担的部分风险和责任向其他保险人进行保险的行为。通俗地说，就是“保险的保险”。《中华人民共和国保险法》(以下简称《保险法》)第28条指出:“保险人将其承担的保险业务，以分保形式部分转嫁给其他保险人的，为再保险。”

世界各国的保险公司，无论规模大小，都需要根据自身的资本实力和承保业务的状况，将其所承担的大小不一的风险责任在本国或国际保险市场上办理再保险，因而再保险已成为现代保险经营过程中必不可少的重要环节。无论从市场规模还是从对直接保险市场的影响来看，再保险市场都是一国保险市场不可缺少的组成部分，对于各国保险业的健康发展具有重要的意义。

但要充分发挥再保险的积极作用，就必须选择合适的分保方式，确定合理的自留额和费率，而这些都依赖于再保险精算技术的

应用。可见,再保险业本身的稳定经营,离不开精算的保驾护航。因此,有必要对再保险精算问题进行研究和探讨。

（一）精算学与非寿险精算学简介

精算学(Actuarial Science)是根据经济学的基本原理,利用概率论和数理统计等数学方法,结合经济、金融、保险、人口和社会等理论,对各种经济活动中的财务风险进行分析、估价和管理,为保险公司或其他各类金融机构、政府部门的经营管理提供决策依据和数量工具的综合性应用科学。

精算学起源于人寿保险的保费计算,其发展与寿险有着深厚的渊源和联系。伴随着寿险业的发展,精算技术在寿险经营管理的各个领域都得到了广泛的应用,诞生了寿险精算这一专门学科。但精算技术的运用远远不局限于寿险业务本身。随着科技的发展,以及非寿险市场竞争的日趋激烈,精算技术逐渐渗透到了非寿险经营的各个领域。

非寿险精算学是建立在风险理论与损失分布基础上的一门现代技术,是以现代数学和数理统计学为手段,对非寿险经营活动的各个环节进行数量方面分析研究的方法论科学。非寿险精算研究的内容主要涉及非寿险产品定价、准备金的计算、再保险和投资等方面,但主体是前三者。

（二）精算在我国的发展和研究概况

在发达国家,精算学已有百余年的发展历史。在我国,由于保险业发展较晚,在精算的制度建设和有关问题的研究方面起步更晚。我国的精算教育始于 1988 年南开大学招收的第一届中美联合培养的精算研究生,一直到 1995 年 10 月颁布《保险法》才确立了寿险精算的法律基础①。到目前为止,我国已初步构建了一套

① 1995 年 10 月颁布的《保险法》第 119 条规定：经营人身保险业务的保险公司,必须聘用经金融监督管理部门认可的精算专业人员,建立精算报告制度。

相对完整的寿险精算体系,从精算师考试认可制度、精算报告制度和指定精算师制度三个方面进行寿险精算制度的建设。而在产险和再保险方面,由于引入精算的时间相对较晚,加上各国情况不同,尚未制定统一的标准和模式,因此我国产险和再保险的精算制度建设目前还处于摸索阶段。

在精算问题的研究方面,目前的精算著作大多局限于对寿险保费和责任准备金计算等方面的研究上,而在财产保险、巨灾风险、再保险等非寿险精算领域方面,其研究尚处于起步阶段,某些领域的研究甚至处于空白状态。

(三)再保险精算的含义及研究框架

再保险精算指精算技术在再保险业务中的运用,它包括两层含义:一是原保险公司再保险业务精算,二是再保险公司业务精算。对再保险精算的研究包括制度和具体问题两方面的内容。具体问题的研究是制度建设的基础,所以具体问题的研究在再保险精算研究中的地位显得尤为重要。因此,本书对再保险精算的研究是以具体问题的研究为切入点。当然,要充分发挥再保险精算的作用,必须要有配套的环境。

再保险精算问题同样包括两层含义:一是原保险公司再保险业务精算问题,如最优再保险问题、再保险自留额问题;二是再保险公司业务精算问题,如再保险定价与准备金估算等问题。此外,由于巨灾风险的特殊性,往往造成许多原保险公司和再保险公司的破产倒闭,因此巨灾再保险的定价实际上是一个双方博弈的过程,可见巨灾再保险的博弈分析是再保险精算两层含义连接的桥梁。由于巨灾风险的破坏力极大,使得巨灾风险证券化产品逐渐成了巨灾再保险的重要替代品或补充方式,并由此引发了一场传统再保险经营理念的变革。因此,巨灾风险的转移也是再保险精算问题的重点研究内容之一。

（四）再保险精算问题研究的意义

鉴于精算在保险领域中不断发挥着巨大的作用，而再保险又是保险业稳定经营不可缺少的关键环节，因此，对再保险精算问题进行研究具有重大的理论意义和实践意义。

1. 理论意义

一直以来，国内理论界和实务界对如何提高保险公司的精算水准进行过长期深入的研究，取得了很多有价值的成果。然而，这些研究大部分是从寿险精算的角度来进行探讨的，而对非寿险精算的研究尚处于起步阶段。不过，近年来的研究在非寿险费率和准备金方面已取得一定成果，而对再保险精算问题则尚未进行系统化、理论化的研究。因而，进行再保险精算理论研究对于形成比较完整的非寿险精算体系具有重要意义。

2. 实践意义

中国加入世贸组织后，在再保险市场的开放程度方面比起直接保险市场来说要快得多。如 20%的法定分保比例，从 2003 年起每年下降 5 个百分点，直至 2006 年开始完全取消法定分保；越来越多的外资再保险公司不断进入中国市场。而我国的再保险市场不论在市场规模、技术水平还是在法规监管方面，不但不能和国外相提并论，就是和国内直接保险市场也不可同日而语。而且国内目前只有中国再保险公司一家中资专业再保险人，其国际竞争力非常有限。而再保险市场的健全对一国保险业的发展来说至关重要。我们知道，精算是现代保险业发展的重要支柱，再保险业的发展同样离不开精算理论的应用。在此背景下，进行再保险精算问题的研究，对提高我国再保险公司的竞争力和加快再保险市场的建设来说，无疑具有重要的实践意义。

2002 年 9 月 17 日中国保险监督管理委员会（以下简称“保监会”）颁布的《再保险公司设立规定》第 6 条要求：“再保险公司应当聘用经中国保监会认可的精算专业人员。”2009 年 10 月新修订的

《保险法》第 85 条更是要求:“保险公司应当聘用经国务院保险监督管理机构认可的精算专业人员,建立精算报告制度。”2010 年 7 月,保监会修订颁布的《再保险业务管理规定》第 25 条要求:“保险公司办理再保险业务,应当按照精算的原理、方法,评估各项准备金,并按照中国保监会有关规定准确、足额提取和结转各项准备金”;第 30 条要求保险公司应当向保监会提交由总精算师或精算责任人签署的、有关再保险业务的各类准备金提取办法和金额。也就是说,“聘用合格的精算专业人员,建立精算报告制度”不再局限于仅对寿险公司的要求,财产保险公司和再保险公司同样必须满足这一要求。可见,国家法律法规已经对再保险精算提出了更高的要求。

二、再保险精算问题研究的现状及其不足

(一)再保险精算问题研究的主要内容

选择一个合适的再保险计划,首先必须选择最优的再保险方式,进而确定合理的自留额,再厘定费率和估算准备金。因此,再保险精算问题的研究主要涉及以下四个方面。

1. 最优再保险问题的研究

经济理论的最优再保险就是在不同的优化准则下寻找最优再保险合同,使双方均达到最优策略,即现代经济意义上的双赢策略。保险人将自己风险的一部分转移出去,同时也带来了自身收益的减少,所以如何选择再保险方式就成为保险人迫切需要解决的问题。

2. 再保险自留额问题的研究

原保险人寻求理想再保险的条件是尽量以较低的再保险价格,转移自身难以承担的风险,既要确保自身财务的稳定,又要获得最大的经济效益。要实现这一理想的再保险条件,要求原保险人必须合理地安排再保险,准确地确定自留额。因此,如何确定自

留额始终是再保险理论和应用的核心问题之一。

3. 再保险定价和准备金估算的研究

与直接保险的保险费率一样，再保险费率也必须定得合适，才能在分出公司与分入公司之间建立起正常的再保险合同关系，实现分出公司与分入公司的利益分享和风险共担。对于比例再保险，再保险保费按原保险费率收取，无需另行厘定费率，而非比例再保险费率的厘定则比较复杂，而且再保险人的安全附加一般要大于原保险人的安全附加，使得再保险费率定价的研究一直是再保险精算问题研究的重要内容之一。

虽然原保险准备金估算的很多方法可以直接用于再保险准备金的估算中，但由于后者与前者存在多个方面的差异，使得两者的估算还是有很多的区别。因此，再保险准备金的估算也是再保险精算问题的重点探讨对象。

4. 巨灾风险转移问题的研究

自然界中洪水、地震、飓风和各种人为灾难(如恐怖主义袭击)等巨灾风险不仅给人类造成了巨大的财产损失和人员伤亡，也给国际保险业带来了灾难性的后果。再保险是对付一般风险的有效工具，但在巨灾风险面前还是穷于应付[①]。在此背景下，巨灾风险向资本市场分散将是必然的选择。同时对一般的投资者来说，这类产品又提供了全新的投资渠道。因此，巨灾再保险与巨灾风险证券化的研究也是再保险精算问题研究中一个非常重要的内容。

除了上述内容之外，再保险精算问题的研究内容还应包括责任恢复条款定价、财务再保险等新型再保险产品的开发，等等。由于资料收集的难度和篇幅所限，这些内容没有作为本书的重点研

---

① 例如，由于投资收益欠佳、保险费率降低、准备金不足和巨灾损失增加等因素综合作用，2001 年和 2002 年全球非寿险业承保能力每年减少 900 亿美元。全球非寿险业承保能力处于短缺时期，再保险市场也无力为巨灾提供充分保障。

究对象,仅在第五章简单地提及。

（二）再保险精算问题研究的现状

1. 最优再保险问题的研究现状

国外早期关于最优再保险的研究都是只考虑保险人的利益,而忽略了再保险人,因为再保险属于一种合作行为,应该同时考虑双方的利益,达到合作双赢的目的。针对这一缺陷,Borch(1967)综合考虑了保险人与被保险人的共同利益、公平帕累托最优及市场均衡,且证明了 Esscher 计算原则是帕累托最优的。Kass(1995)、Muller(1996)、David(1997)均讨论了最优再保险原则,他们将再保险保费与自留风险的某一种特征相比较,例如:相同成本条件下,当自留风险变异最小时,通常的优化准则(最大化期望利润、最小化方差、最小化保费、最小化破产概率、最大化调节系数)等都证明了赔付率超赔再保险(即停止损失再保险)的优越性;Bchmitter(1996)研究了比例与非比例再保险线性组合问题,得出了一些重要性质[①]。

国内对最优再保险的研究最早见于各种非寿险精算专著中,如李中杰(1996)、孟生旺等(2000)、谢志刚等(2000)都讨论了最优再保险的选择问题。刘裔宏、杨安等(1997)分析了三种不同价格机制下的最优再保险策略;汪端阳、李伯经(1999)探讨了最优再保险合同的充分条件和必要条件;张琳、王刚(2003)构建了均值方差原理和效用理论下的最优再保险模型;蔡平霞(2010)研究了双险种最优再保险策略;王海鹏、王媚莎(2010)构建了保险合同定价的期权博弈分析框架后,利用该框架分析了非对称性信息条件下的初次保险的最优策略行为和再次分保的最优再保险策略行为。

① 肖艳颖、邱菀华,再保险研究现状综述,《北京航空航天大学学报》(社会科学版),2003 年 3 月。

2. 再保险自留额问题的研究现状

国外对再保险自留额的研究，如 Hans Buhlmann(1996)讨论了相对自留额和绝对自留额问题。国内对再保险自留额的研究最早见于胡炳志(1991)讨论的财政稳定系数模型；谢志刚等(2000)探讨了相对自留额模型和绝对自留额模型；项宇(2000)对相对自留额模型、绝对自留额模型、调节系数模型、财务稳定系数模型进行了分析和评价；王传会(2008)研究了道德风险情况下最优自留额的确定。

3. 再保险定价和准备金估算的研究现状

加拿大的 Shaun Wang(1995)提出了一种新的保费定价原则及针对于巨灾的增加限额费率方法—风险调节保费原则，前提条件是再保险人要比原保险人的风险规避度小；Dmitry(1997)分析了损失分布在再保险保费计算中的应用；Patrik(2001)讨论了再保险费率的一种简单定价方法。近几年里，国内部分精算学者，如荣喜民、张世英(2001)等，就倒向随机微分方程在再保险费率定价中的应用作了一些研究。针对比例再保险和非比例再保险，以随机过程为基础，建立了再保险定价的倒向随机微分方程。与传统的以概率统计为基础的再保险定价方法不同的是，它不用考虑损失的概率分布等因素，为再保险定价研究提供了新的思路。邓志民(2005、2006)、朱嗣筠(2008)都认为传统的再保险定价过于关注公司经营风险的赔付情况，而未注意到它的投资收益情况，而提出了基于投资的再保险定价模型。

Patrik(2001)比较详细地讨论了再保险准备金估算与原保险准备金估算之间的区别以及再保险准备金的构成。而国内关于再保险准备金的讨论比较少，高洪忠(2008)对再保险未决赔款准备金的评估进行了研究。

4. 巨灾风险转移问题的研究现状

Kremer(1982、1988)研究了巨灾再保险费率计算、纯保费计

算、纯保费的界限，威布尔（Weibull）分布的巨灾再保险保费；Kenneth(1999)讨论了巨灾再保险的定价；SwissRe的Sigma杂志(1999、2001)则刊载了有关非传统风险转移方式、保险业资本市场创新等方面的文章。孙祁祥、周奕(2002)讨论了恐怖主义事件与巨灾保险衍生产品，论证了恐怖主义风险也可以分散到资本市场上；陆珩真(2002)用随机过程理论讨论了巨灾风险债券的定价；韩天雄、陈建华(2003)讨论了巨灾风险证券化产品的定价问题；李勇权(2005)提出了在我国开展巨灾保险风险证券化试点所需要具备的基本条件。

（三）再保险精算问题研究的不足

国外，对寿险精算的研究源远流长，已经有了较成熟的理论和操作方法，而非寿险精算起步较晚，目前还处于探索阶段，其应用在很大程度上依赖于精算师个人的判断。对再保险精算问题的研究则往往放在非寿险精算中，研究领域较为分散且缺乏系统性。而且，模型的建立（如再保险自留额模型等）往往有很多约束条件，也限制了其应用。

国内，寿险精算的引进比较早，而非寿险精算的发展相当迟缓，对再保险精算问题的研究也相当少，更谈不上系统性和可操作性，对实践的指导作用十分有限。对某些再保险精算问题的研究仅仅局限于定性分析，如巨灾再保险的研究缺乏定量分析，而研究再保险准备金方面的文献还非常少。

针对这些不足，本书试图通过系统的定量分析，探讨再保险精算各主题内容之间的联系，为建立完整的再保险精算研究体系提供一种选择，为再保险业的发展提出有价值的建议。

三、本书的主要内容和创新之处

（一）主要内容

针对国内外再保险精算问题研究的现状，本书在总结前人研

究成果的基础上，重点研究的是如下四个方面内容。

(1) 最优再保险的选择问题。在讨论了各种再保险类型数理模型的基础上，探讨了均值—方差原理、调节系数标准和效用理论下的最优再保险；

(2) 再保险自留额问题。主要讨论四种自留额模型—用方差作为风险度量的相对自留额模型和财务稳定系数模型，用破产概率作为风险度量的绝对自留额模型和调节系数模型，并对四种自留额模型进行了比较分析；

(3) 再保险定价与准备金估算问题。以超额赔款再保险为例，介绍了计算纯费率的杜马表格法和纯保费的损失分布法及损失分布模拟法，并讨论了再保险保费的计算方法；最后，对再保险准备金的估算进行了分析和探讨；

(4) 巨灾风险转移问题。讨论了常见的巨灾风险处理方法——保险、巨灾再保险、政府以及巨灾风险证券化。在此基础上，用博弈理论分析了巨灾再保险交易中的道德风险，并用现金流量折现法(DCF)探讨了巨灾债券的定价。

最后，在分析了我国再保险业发展的现状及存在的主要问题的基础上，讨论了再保险精算在我国的应用，提出了发展再保险精算的一些建议，并展望了再保险精算问题进一步研究的领域与发展方向。

(二) 研究方法

本书在研究过程中主要采用了以下方法：

(1) 模型推演与实证分析相结合的方法；

(2) 对比分析的方法。

(三) 创新之处

与同类研究相比，本书在以下几方面有所创新：

(1) 对再保险精算的含义进行了界定，指出再保险精算包括原保险公司再保险业务精算和再保险公司业务精算两层含义，在

此基础上对再保险精算问题进行了较为系统的研究。其中，最优再保险与再保险自留额是从原保险公司再保险业务精算的角度研究，再保险定价与准备金估算是从再保险公司业务精算的角度研究，而巨灾再保险则是从再保险精算两层含义结合的角度研究；

(2) 从再保险精算两层含义结合的角度，对巨灾再保险的定价进行了博弈分析，指出了由于原保险人存在道德风险的可能性，再保险人会把这看作是额外的风险，并相应地在再保险保费上体现出来；

(3) 用现金流量折现法(DCF)探讨了巨灾债券的定价，进一步丰富了巨灾债券的定价方法，并证明了利息与部分本金存在风险、只有利息存在风险、利息与全部本金均有风险这三种巨灾债券费率实际上相同。

本书的框架安排如图 0－1 所示。

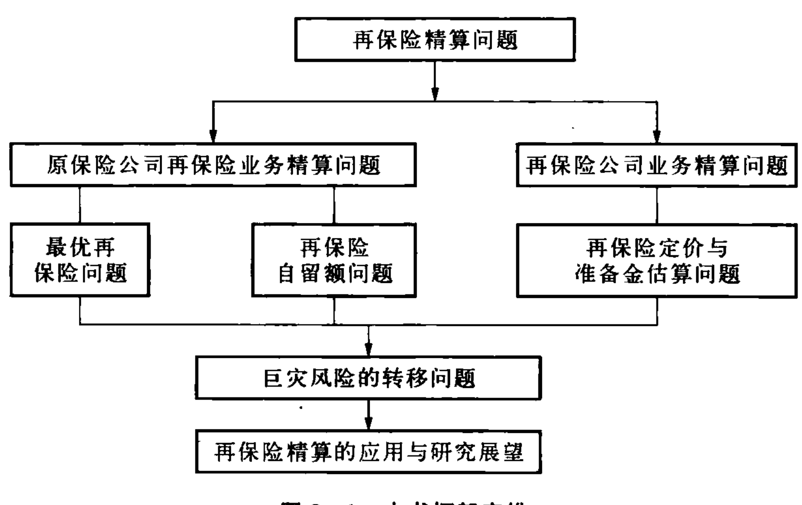


图 0－1 本书框架安排

第一章

再保险方式——最优再保险问题

再保险对保险人的稳定经营起着非常重大的作用。再保险的方式多种多样,因此保险人在作分保安排时必须进行选择。这就是所谓的最优再保险问题。本章首先概述了再保险的作用与分类,然后探讨了各种再保险类型的数理模型,最后讨论最优再保险的选择问题。

第一节　再保险概述

一、再保险的作用

再保险对保险人的作用主要体现在以下几个方面。

(一) 分散风险,均衡业务质量

保险业务的科学经营是建立在概率论基础上的。根据大数定律,承保标的的数量越大,风险分散就越彻底,保险经营的财务稳定性就越好。但大数定律发挥作用的前提条件之一是要求保险公司的同类业务标的的保额均衡,而实际上保险标的价值差异很大,难以满足保额均衡的要求。通过再保险,可以分出一部分保额来平衡标的金额或降低保额差异幅度,使分出公司自留的同类业务标的保额均衡化,从而达到分散风险的目的。

分散风险是再保险最根本的作用，可以图示如下（见图1-1）。

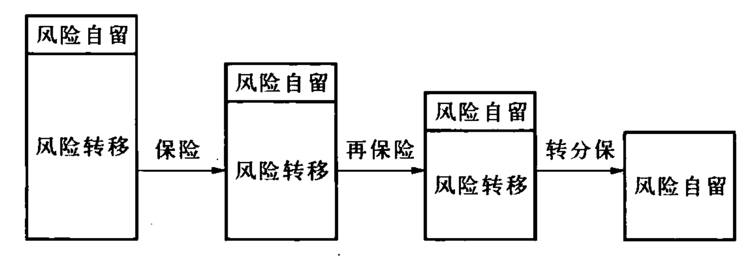


图1-1 再保险风险分散示意图

上述图例显示了一个风险单位是如何通过保险、再保险和转分保被分割为四个部分的。实际上，一个大的风险往往需要在国际范围内通过分保、转分保，分散到几十个国家上百家保险公司来承担。这样，每一家保险公司所承担的风险责任就相应缩小，即使发生巨灾事故，也不难应付。

（二）控制责任，稳定业务经营

保险公司是经营风险的特殊企业。当其承保的当年业务赔款和费用支出之和超过当年保费收入时会出现亏损，当年保费出现剩余时才有盈利。由于承保风险的偶然性，各年的损失率必然呈现一定的波动，造成保险业务经营的不稳定。再保险作为一种稳定机制，可以在损失率高的年度通过分保摊回减少亏损，从而使分出公司每年获得均衡利润。而在发生难以预料的巨大灾害，或保险事故发生频率异常频繁的年度，又可以避免巨额的损失积累，从而保障了分出公司的经营不受异常灾害的冲击。

（三）扩大承保能力，增加业务量

保险公司的安全经营关系社会各方面的利益，故各国均对保险公司的偿付能力做了法律规定。如我国《保险法》第102条规定："经营财产保险业务的保险公司当年自留保险费，不得超过其实有资本金加公积金总和的四倍。"第103条规定："保险公司对每

一危险单位,即对一次事故可能造成的最大损失范围所承担的责任,不得超过其实有资本金加公积金总和的百分之十。”从以上法律规定可以看出,一家保险公司对直接业务的承保能力及业务量均受资本额的限制。在公司资本额较小的情况下,其对于巨额标的可能不得不放弃承保,使得其标的数量无法迅速扩大。而采取再保险方法后,可以通过分保减少同一风险单位的保额及保费数量,从而可在资本额一定的条件下在法规允许的范围内争取更多业务及承保巨额标的。

(四)加强与国际保险市场联系,提高经营管理水平

办理再保险所需的专业知识要求往往比直接保险业务更丰富,尤其是在对风险的评估、自留额的确定、费率的厘定等方面,要求分出人有较高的业务管理水平,才能合理安排分保,以最小的分保成本获取最大的收益。由于再保险大多在国际范围内进行,所以通过分保联系,可以密切与国外同业的联系,学习先进的风险管理技术,了解国际保险市场上的最新动态。

二、再保险的分类

再保险可以按不同的标准进行分类,见表 1-1。

表 1-1　再保险的分类

分类依据	再保险种类
承保险别	寿险再保险、非寿险再保险
分保性质	法定再保险、商业再保险
分保安排方式	临时再保险、合同再保险、预约再保险
责任限制	比例再保险、非比例再保险

第一、二种分类方法一目了然,无须说明,下面主要介绍后面两种分类方法。

（一）临时再保险、合同再保险和预约再保险

临时再保险是最为古老的再保险方式。这种再保险方式在安排时需将分出业务的具体情况和分保条件逐笔告诉对方，对方是否接受或接受多少完全可以自由选择。对于分出公司来说，是否需要办理临时分保，可视风险情况来决定。临时再保险的本质在于，一方面，对于某一风险，保险人是否要进行分保，分保多少，完全由本身所承担的风险责任情况以及自留的多少来决定，逐一与再保险人洽谈；另一方面，再保险人是否接受，接受多少，同样可以根据风险的性质、本身的承保能力、与原保险人的业务关系等，自行决定。可见，双方对每笔再保险业务的分出和接受都有自由选择的权利，因而具有较大的灵活性和伸缩性，适合保险发展早期对再保险的需要。目前主要用于超过合同再保险限额的业务及数量少、业务不稳定的新业务。临时再保险的缺点是手续较繁琐、费用较高，时间性强，在再保险合同签发之前原保险人在接洽过程中处于无保障的状态，一旦保险事故发生，原保险人就要承担全部责任，因此影响承保，不利于同业竞争。

合同再保险是分出公司和接受公司双方事先将业务范围、地区范围、除外责任、分保佣金、自留额、合同限额、账单的编制与发送等各项分保条件通过合同用文字予以固定，明确双方的权利和义务。这种再保险方式的特点主要表现在它对合同双方当事人的强制约束性和长期性。强制性是指再保险合同一经签订，即具有法律效力，双方均应遵守，有关业务都要按合同规定办理，双方都没有选择的权利。长期性是指再保险合同签订生效之后，除非经过一定的解约手续，可以无限期地存在。合同当事人的任何一方，如要解约，一般应于每年年底前 3 个月以书面形式通知对方于年底 12 月 31 日终止。合同解除后分保业务中的未满期责任仍可继续有效，直至自然满期为止。合同再保险的优点是，可以保证原保险人及时地转移风险责任，有利于稳定经营，对再保险人来说也能

比较均衡地得到数量多、风险较为分散的业务。因此,是国际再保险市场上应用最为普遍的再保险方式。

预约再保险是介于临时再保险和合同再保险之间的一种安排方式。这种再保险方式的特点是对原保险人不具强制性,仅对再保险人具有强制性。也就是说,对合同内订明的业务种类和范围,原保险人有选择自由,可以分给再保险人也可以不分。但原保险人一经决定分出,再保险人就必须接受,不得拒绝,不过原保险人要逐笔通知。所以,它对于原保险人来说,相当于临时再保险,对再保险人来说,相当于合同再保险。这种再保险方式往往作为对合同再保险的补充,但它显然对原保险人有利,而不被再保险人欢迎,因其业务质量较差,且很不稳定。

三种再保险方式都可以安排比例再保险、非比例再保险及各种复合形式的再保险。

(二)比例再保险和非比例再保险

1. 比例再保险(Proportional Reinsurance)

比例再保险以保险金额为基础确定每一风险单位的自留额和分保额,分出公司的自留额和分入公司的分保额均是按照保险金额的一定比例确定的。比例再保险又可细分为成数再保险(Quota Share Reinsurance)和溢额再保险(Surplus Reinsurance)。成数再保险按照保险金额的一定比例作为自留额和分保额;溢额再保险则先按保险金额的一定金额作为自留额,余下的部分作为分保额。

2. 非比例再保险(Non-Proportional Reinsurance)

非比例再保险以赔款金额确定原保险人的自赔额和再保险人的分赔额。非比例再保险主要有超额赔款再保险(Excess of Loss Reinsurance)和赔付率超赔再保险(Excess of Loss Ratio Reinsurance)。超额赔款再保险是对原保险人因同一原因发生的任何一次损失或因同一原因所导致的各次赔款的总和,超过约定的自负额时,由分入公司承担超过该自负额的全部或部分赔款;赔

付率超赔再保险又称为停止损失再保险(Stop Loss Reinsurance),它是指根据一定条件确定一个年度自负赔付率,分入公司只承担超过该赔付率的全部或部分赔款。

第二节 再保险类型的数理模型

下面给出比例再保险和非比例再保险的数学定义。

首先定义一组符号,令

B=保险组合中任一风险单位的保险金额;

N=观察期(一般为一年)内的有效索赔次数;

X_i = 第 i 次有效索赔的金额($i = 1, 2, \cdots, N$);

S = 观察期内的总赔款金额,显然 $S = X_1 + X_2 + \cdots + X_N$。

一般来说,保费由纯保费、风险附加额、营运费用(包括各种税金)和正常利润等组成。不过,为了理论分析的方便,我们在后面的讨论中一般不考虑原保险人和再保险人的费用开支和正常利润,即假定保费由纯保费和风险附加额组成。纯保费是损失额 S 的期望值 $E(S)$,而风险附加额假设可由纯保费乘以一个固定常数得到,这个常数称为安全附加系数。

记 $\hat{S}$ 和 $\check{S} = S - \hat{S}$ 分别表示原保险人和再保险人承担的总损失额。相应地:

$P = (1+\theta)\,E(S)$ 表示原保费;

$\check{P} = (1+\check{\theta})E(\check{S})$ 表示再保费;

$\hat{P} = P - \check{P}$ 表示自留的保费。

这里 θ 和 $\check{\theta}$ 分别表示原保费和再保费中的安全附加系数。

一、成数再保险

原保险人的自留部分和再保险人的分保部分赔款分别为：

$$\hat{X} = \alpha X \tag{1.1}$$

$$\check{X} = (1-\alpha)X \tag{1.2}$$

这里 α 为原保险人的自留比例。

对于总体赔款，则有：

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^{N} \hat{X}_i = \alpha \sum_{i=1}^{N} X_i = \alpha S \tag{1.3}$$

$$\check{S} = \sum_{i=1}^{N} \check{X}_i = (1-\alpha) \sum_{i=1}^{N} X_i = (1-\alpha) S \tag{1.4}$$

二、溢额再保险

原保险人的自留部分和再保险人的分保部分赔款分别为：

$$\hat{X} = \begin{cases} X, & B \leqslant M \\ \dfrac{M}{B}X, & B > M \end{cases} \tag{1.5}$$

$$\check{X} = \begin{cases} 0, & B \leqslant M \\ \left(1 - \dfrac{M}{B}\right)X, & B > M \end{cases} \tag{1.6}$$

这里 M 为自留额。对于溢额再保险，原保险人对每一风险标的规定一自留额 M，称为“1 线”，再保险人承担的最大赔偿限额一般为自留额的若干倍(例如 10 线)。这里，为了理论分析方便，我们假设不存在再保险人的赔偿限额。

同样，对于总体赔款有：

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^{N} \hat{X}_i = \sum_{B \leqslant M} X_i + \sum_{B > M} \frac{M}{B} X_i \tag{1.7}$$

$$\check{S} = \sum_{i=1}^{N} \check{X}_i = \sum_{B > M} \left(1 - \frac{M}{B}\right) X_i \tag{1.8}$$

三、超额赔款再保险

超额赔款再保险包括险位超赔再保险(Excess of Loss per Loss Reinsurance)和事故超赔再保险(Catastrophe Reinsurance)。

(一)险位超赔再保险

险位超赔再保险是对每一个风险单位确定一个自负的赔款限额,分入公司仅承担超过该限额的全部或部分赔款。

原保险人的自留部分和再保险人的分保部分赔款分别为:

$$\hat{X} = \begin{cases} X, & X \leqslant R \\ R, & X > R \end{cases} \tag{1.9}$$

$$\check{X} = \begin{cases} 0, & X \leqslant R \\ X - R, & X > R \end{cases} \tag{1.10}$$

其中 R 为自留额。

对于总体赔款,则有:

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^{N} \hat{X}_i = \sum_{X_i \leqslant R} X_i + \sum_{X_i > R} R \tag{1.11}$$

$$\check{S} = \sum_{i=1}^{N} \check{X}_i = \sum_{X_i > R} (X_i - R) \tag{1.12}$$

(二)事故超赔再保险

事故超赔再保险以一次巨灾事故造成许多保单所发生的赔款总和来计算自赔额和分赔额。其责任计算,关键在于如何划分一次事故。一般规定暴风雨、飓风连续 48 小时为一次事故,洪水、地震连

续72小时为一次事故，其他巨灾事故连续168小时为一次事故①。

事故超赔再保险的有关公式与险位超赔再保险没有本质区别，只需将用于表明特定个体保单的变量 X_i、$\hat{X}_i$、$\check{X}_i$ 看作是一次事故造成所有保单索赔的合计结果即可。由于巨灾事故将导致大量保单的同时索赔，因此事故超赔再保险要求原保险人和再保险人具有应付高额赔付的能力。

四、赔付率超赔再保险

对于某个观察期内的索赔，原保险人的自留部分和再保险人的分保部分赔款分别为：

$$\hat{S} = \begin{cases} S, & S \leqslant \rho P \\ \rho P, & S > \rho P \end{cases} \tag{1.13}$$

$$\check{S} = \begin{cases} 0, & S \leqslant \rho P \\ S - \rho P, & S > \rho P \end{cases} \tag{1.14}$$

这里 ρP 为自留额。

在赔付率超赔再保险中，再保险人的责任通常有一个以赔付率表示的最高限额，同时还有一个以金额表示的最高限额。这里为了理论分析方便，我们不考虑再保险人的赔偿限额。

第三节　最优再保险方式的选择

最优再保险实际上包括两方面工作，一是再保险方式的选择，

① 孟生旺、袁卫编著，实用非寿险精算学，经济科学出版社，2000年2月第1版，第254页。

即选择比例再保险还是非比例再保险,或是两者的混合运用;二是具体形式中参数指标的选择,如成数再保险中的自留比例的选择等,这方面的工作我们将在第二章中完成。那么,所谓的最优再保险方式到底用什么标准来衡量呢?显然,如果原保险人分保的目的不同,最优的标准当然也会有所差异,最终选择的最优再保险方式也可能会不同。

保险人寻求再保险的首要目的是为了分散风险,即以一定的利润流出换取必需的再保险保障。因此,保险人要选择最优再保险方式,必须是在利润和风险之间寻求平衡。可见,利润和风险的不同度量,必然导致最优再保险选择的标准不一样。我们以此为出发点,来讨论最优再保险的标准,从而选择最优的再保险方式。

一、均值—方差原理下的最优再保险

所谓均值—方差原理,是指将损失的期望值作为利润的度量,而将损失的方差作为风险的度量,以此作为最优再保险的判断标准。

(一) 成本一定风险最小

在再保险保费(不考虑安全附加)一定的条件下,赔付率超赔再保险可以使原保险人自负赔款的变异性最小。即有:

定理 1.1 假定保险组合在一段时间(通常为一年)内总损失为 S, 其中再保险人承担的风险为$\check{S}$,且 $0 < \check{S} < S$。如果再保险保费$\check{P} = E(\check{S}) =$ 常数,则赔付率超赔再保险可以使原保险人自负赔款的方差 $\mathrm{Var}(\hat{S})$ 达到最小。即

$$\hat{S}^* = \begin{cases} S, & S \leqslant \rho P \\ \rho P, & S > \rho P \end{cases}, \quad \check{S}^* = \begin{cases} 0, & S \leqslant \rho P \\ S - \rho P, & S > \rho P \end{cases}$$

其中 ρP 由方程$\check{P} = E(\check{S}^*)$ 所决定。

证明[①] 显然，我们只需证明对任意的 $\hat{S}$，均有 $\mathrm{Var}(\hat{S}^*) \leqslant \mathrm{Var}(\hat{S})$ 即可。令

$\xi = E(S) - E(\check{S}^*)$，则

$$\mathrm{Var}(\hat{S}^*) + \xi^2 = \int_0^{\infty} \hat{S}^{*2} \mathrm{d}G(s)$$

$$= \int_0^{\infty} (\hat{S}^* - \rho P)^2 \mathrm{d}G(s) + 2\rho P \xi - (\rho P)^2$$

$$= \int_0^{\rho P} (S - \rho P)^2 \mathrm{d}G(s) + 2\rho P \xi - (\rho P)^2$$

$$\leqslant \int_0^{\rho P} (\hat{S} - \rho P)^2 \mathrm{d}G(s) + 2\rho P \xi - (\rho P)^2$$

$$\leqslant \int_0^{\infty} (\hat{S} - \rho P)^2 \mathrm{d}G(s) + 2\rho P \xi - (\rho P)^2$$

$$= \int_0^{\infty} \hat{S}^2 \mathrm{d}G(s) = \mathrm{Var}(\hat{S}) + \xi^2$$

于是，$\mathrm{Var}(\hat{S}^*) \leqslant \mathrm{Var}(\hat{S})$，证毕。

（二）风险一定成本最小

在前面的讨论中，我们是假定再保险保费一定而且不考虑安全附加的条件下，得出了赔付率超赔再保险最优的结论。实际上，在赔付率超赔再保险中，再保险保费必须包含较大的安全附加费。这是因为在采用这种再保险方式时，再保险人将处于相应的方差为最大的情况下。因此，可以假定考虑安全附加后的再保险保费为

$$\check{P} = E(\check{S}) + f[\mathrm{Var}(\check{S})] \tag{1.15}$$

---

① 李中杰著，非寿险精算学，河南科学技术出版社，1996 年 12 月第 1 版，第 262—263 页。

如果原保险人希望保持不变的变异性，即 $\mathrm{Var}(\hat{S}) = V$(常数)，则问题就成为如何选择再保险方式，从而使再保险的成本最低。也就是寻找一种再保险安排，在保持 $\mathrm{Var}(\hat{S})$ 不变的条件下，使 $\mathrm{Var}(\check{S})$ 达到最小。由于

$$
\begin{aligned}
\mathrm{Var}(\check{S}) &= \mathrm{Var}(S - \hat{S}) \\
&= \mathrm{Var}(S) + \mathrm{Var}(\hat{S}) - 2[E(S\hat{S}) - E(S)E(\hat{S})]
\end{aligned}
$$

而且 $\mathrm{Var}(S)$ 与 $\mathrm{Var}(\hat{S})$ 为常数，则 S 与 $\hat{S}$ 的相关系数为 1 时，$\mathrm{Var}(\check{S})$ 达到最小。令 $\hat{S} = \alpha S$，其中正的常数 α 由 $\mathrm{Var}(\hat{S}) = V$ 确定，则由概率分析可得

$$
\hat{S} = S\sqrt{\frac{V}{\mathrm{Var}(S)}} \tag{1.16}
$$

如此的成比例形式的再保险能达到所需求的结果。总的来说，如果按(1.15)式计算的再保险保费随分入公司的方差一起增大，那么达到某一给定的方差的最节约的途径就是采用公式(1.16)所表示的再保险①。

二、调节系数标准下的最优再保险

一个保险人若想减少某风险的索赔总额的波动性，可以通过再保险来增加其安全性，降低破产的概率。

根据 Lundberg 不等式，破产概率 $\Psi(u)$ 由 e^{-ru} 界定，即：

$$
\Psi(u) \leqslant e^{-ru}
$$

所以调节系数越大，破产概率就越小，从而风险也越小。在其

① 李中杰著，非寿险精算学，河南科学技术出版社，1996 年 12 月第 1 版，第 264 页。

他条件相同时，调节系数的大小就反映了风险的高低。因此，若一个再保险安排能够最大限度地提高调节系数，则可以认为这是最佳的再保险安排。

定理 1.2 假定某保险组合在一段时间(通常为一年)内总损失为 S，其中再保险人承担的风险为 $\check{S}(0 \leqslant \check{S} < S)$，收取的保费为 $\check{P} = (1+\check{\theta})E(\check{S})$，这里 $\check{\theta}$ 为安全系数①。则保险人制定分保计划时，相对其他再保险方式而言，采用赔付率超赔再保险能使分保后的调节系数 $\hat{r}$ 达到最大。即

$$\hat{S}^* = \begin{cases} S, & S \leqslant \rho P \\ \rho P, & S > \rho P \end{cases}, \quad \check{S}^* = \begin{cases} 0, & S \leqslant \rho P \\ S - \rho P, & S > \rho P \end{cases}$$

其中 ρP 由方程 $\check{P} = (1+\check{\theta})E(\check{S}^*)$ 所决定。

证明② 由式(1.25)知，分保后，原保险人的调节系数为满足方程 $E[\mathrm{e}^{-r(\hat{P}-\hat{S})}] = 1\ (r > 0)$ 的解。也即

$$\mathrm{e}^{-r\hat{P}} M_{\hat{S}}(r) = 1 \tag{1.17}$$

对上式两边取对数，得

$$-r\hat{P} + \ln M_{\hat{S}}(r) = 0 \tag{1.18}$$

由于
$$\frac{\mathrm{d}[\ln M_{\hat{S}}(r)]}{\mathrm{d}r} = \frac{M'_{\hat{S}}(r)}{M_{\hat{S}}(r)} = \frac{E(\hat{S}) \cdot E(\mathrm{e}^{r\hat{S}})}{E(\mathrm{e}^{r\hat{S}})}$$

$$= E(\hat{S}) > 0 \tag{1.19}$$

$$\frac{\mathrm{d}^2[\ln M_{\hat{S}}(r)]}{\mathrm{d}r^2} = \frac{M''_{\hat{S}}(r) M_{\hat{S}}(r) - [M'_{\hat{S}}(r)]^2}{[M_{\hat{S}}(r)]^2}$$

---

① 为了讨论方便，我们这里忽略了费用和正常利润。

② 谢志刚、韩天雄编著，风险理论与非寿险精算，南开大学出版社，2000 年 9 月第 1 版，第 356 页。

$$= \frac{E(\hat{S}^2)\cdot[E(e^{r\hat{S}})]^2-[E(\hat{S})\cdot E(e^{r\hat{S}})]^2}{[E(e^{r\hat{S}})]^2}$$

$$= \mathrm{Var}(\hat{S}) > 0 \tag{1.20}$$

所以 $\ln M_{\hat{S}}(r)$ 是凸函数。则 $\ln M_{\hat{S}}(r)$ 和 $r\hat{P}$ 的图象如图1－2所示。

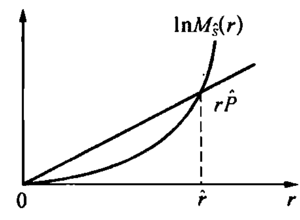


图 1－2　定理 1.2 的证明

令 $\hat{S}$ 的调节系数为 $\hat{r}$，则由图象 1－2 可知：

当 $r < \hat{r}$ 时，$\ln M_{\hat{S}}(r) < r\hat{P}$；$r = \hat{r}$ 时，$\ln M_{\hat{S}}(r) = r\hat{P}$。

根据函数 $y = \exp(rx)$ $(r > 0)$ 的凸函数性质，我们有

$$e^{r\hat{S}} \geqslant e^{r\hat{S}^*} + r e^{r\hat{S}^*}(\hat{S} - \hat{S}^*) \tag{1.21}$$

接下来，我们证明

$$r e^{r\hat{S}^*}(\hat{S} - \hat{S}^*) \geqslant r e^{r\rho P}(\hat{S} - \hat{S}^*) \tag{1.22}$$

我们考虑三种情况：

情况Ⅰ：$\hat{S} = \hat{S}^*$，此时式(1.22)显然等式成立；

情况Ⅱ：$\hat{S} > \hat{S}^*$，而 $\hat{S} \leqslant S$，所以 $\hat{S}^* < S$，于是 $\hat{S}^* = \rho P$，故式(1.22)也等式成立；

情况Ⅲ：$\hat{S} < \hat{S}^*$，由于 $\hat{S}^* \leqslant \rho P$，因此式(1.22)也成立。

结合式(1.21)和(1.22)，则有

$$e^{r\hat{S}} \geqslant e^{r\hat{S}^*} + r e^{r\rho P}(\hat{S} - \hat{S}^*) \tag{1.23}$$

两边取数学期望，有

$$E(e^{r\hat{S}}) \geqslant E(e^{r\hat{S}^*}) + r e^{r\rho P} E(\hat{S} - \hat{S}^*) \tag{1.24}$$

按照前面的假设，$\check{P} = (1+\check{\theta})E(\check{S}) = (1+\check{\theta})E(\check{S}^*)$，所以 $E(\hat{S} - \hat{S}^*) = 0$，于是

$$E(e^{r\hat{S}}) \geqslant E(e^{r\hat{S}^*}) \tag{1.25}$$

记$\hat{S}$ 和$\hat{S}^*$ 对应的调节系数分别为$\hat{r}$ 和$\hat{r}^*$，我们要证明$\hat{r} \leqslant \hat{r}^*$，只需证明$\hat{r} > \hat{r}^*$ 不成立（反证法）。

假设 $\hat{r} > \hat{r}^*$，则当 $r = \hat{r}^*$ 时，有

$$\ln M_{\hat{S}^*}(r^*) = \hat{r}^* \hat{P},\ \ln M_{\hat{S}}(r^*) < \hat{r}^* \hat{P}$$

所以 $\ln M_{\hat{S}}(r^*) < \ln M_{\hat{S}^*}(r^*)$，即 $M_{\hat{S}}(r^*) < M_{\hat{S}^*}(r^*)$

这与不等式(1.25)矛盾，所以假设错误，于是$\hat{r} \leqslant \hat{r}^*$，证毕。

定理 1.3 如果任意一个再保险形式定义为 $a(x)$，$0 \leqslant a(x) \leqslant x$，$x$ 为每次索赔额，再保险保费为$\check{P}_a$，$\hat{r}_a$ 表示分保后的调节系数。同样，记免赔额为 b 的超额赔款再保险为 $b(x)$，再保险保费为$\check{P}_b$，$\hat{r}_b$ 表示分保后的调节系数。则如果总损失额 S 服从复合泊松分布，并且 $E[a(X)] = E[b(X)]$，$\check{P}_a = \check{P}_b$，那么$\hat{r}_a \leqslant \hat{r}_b$。

证明[①] 我们知道$\hat{r}_a$ 是方程$\lambda + (P - \check{P}_a)r = \lambda M_{X-a(X)}(r)$ 的正根，$\hat{r}_b$ 是方程$\lambda + (P - \check{P}_b)r = \lambda M_{X-b(X)}(r)$ 的正根。由图 1－3 可见，因为 $\check{P}_a = \check{P}_b$，如果我们能证明

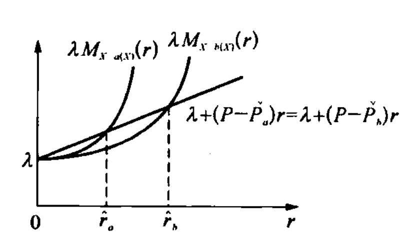


图 1－3 定理 1.3 的证明

① N. L. Bewere 著，郑韫瑜、余跃年译，风险理论，上海科学技术出版社，1995 年 11 月第 1 版，第 136—137 页。

$$M_{X-a(X)}(r) \geqslant M_{X-b(X)}(r), \qquad r > 0 \tag{1.26}$$

也就证明了$\hat{r}_a \leqslant \hat{r}_b$。

定理 1.3 的证明见图 1-3。

根据函数 $y = \exp(rx)$ $(r > 0)$ 的凸函数性质，我们有

$$\exp\{r[x-a(x)]\} \geqslant \exp\{r[x-b(x)]\} + r\exp\{r[x-b(x)]\}[b(x)-a(x)] \tag{1.27}$$

接下来，我们证明

$$r\exp\{r[x-b(x)]\}[b(x)-a(x)] \geqslant r\exp\{rb\}[b(x)-a(x)] \tag{1.28}$$

我们考虑三种情况：

情况Ⅰ：$b(x) = a(x)$，此时式(1.28)显然等式成立；

情况Ⅱ：$b(x) > a(x)$，由于 $a(x) \geqslant 0$，此时 $b(x) > 0$，所以 $b(x) = x - b$，故式(1.28)也等式成立；

情况Ⅲ：$b(x) < a(x)$，总有 $x - b(x) \leqslant b$，因此式(1.28)也成立。

结合式(1.27)和(1.28)，则有

$$\exp\{r[x-a(x)]\} \geqslant \exp\{r[x-b(x)]\} + r\exp\{rb\}[b(x)-a(x)] \tag{1.29}$$

两边取数学期望，有

$$E\{\exp\{r[X-a(X)]\}\} \geqslant E\{\exp\{r[X-b(X)]\}\} + r\exp\{rb\}E[b(X)-a(X)] \tag{1.30}$$

由假设 $E[a(X)] = E[b(X)]$，则上式右端第二项为零，于是我们证得

$$M_{X-a(X)}(r) \geqslant M_{X-b(X)}(r)$$

定理 1.4 如果任意一个成数再保险形式定义为 $g(x)=(1-\alpha)x$，α 为原保险人的自留比例，x 为每次索赔额，再保险保费为$\check{P}_g$，$\hat{r}_g$ 表示分保后的调节系数。同样，记自留额为 M、保额为 B 的溢额再保险为$h(x)$，再保险保费为$\check{P}_h$，$\hat{r}_h$ 表示分保后的调节系数。则如果总损失额 S 服从复合泊松分布，并且 $E[g(X)]=E[h(X)]$，$\check{P}_g=\check{P}_h$，那么$\hat{r}_g\leqslant\hat{r}_h$。

证明 类似于定理 1.3 的证明，我们只需证明

$$M_{X-g(X)}(r)\geqslant M_{X-h(X)}(r),\qquad r>0 \tag{1.31}$$

也就证明了 $\hat{r}_g\leqslant\hat{r}_h$。

同样，根据函数 $y=\exp(rx)$ $(r>0)$ 的凸函数性质，我们有

$$\begin{aligned}\exp\{r[x-g(x)]\}\geqslant{}&\exp\{r[x-h(x)]\}+\\&r\exp\{r[x-h(x)]\}[h(x)-g(x)]\end{aligned} \tag{1.32}$$

接下来，我们证明

$$\begin{aligned}r\exp\{r[x-g(x)]\}[h(x)-g(x)]\geqslant{}&\\r\exp\{r\pi\}[h(x)-g(x)]&\end{aligned} \tag{1.33}$$

其中

$$\pi=\begin{cases}\dfrac{M}{B}, & h(x)>g(x)\\ B, & h(x)\leqslant g(x)\end{cases} \tag{1.34}$$

我们考虑两种情况：

情况 I：$h(x)>g(x)$，由于 $g(x)\geqslant 0$，此时 $h(x)>0$，所以 $h(x)=\left(1-\dfrac{M}{B}\right)x$ 且 $x>0$，

则[①]

$$x-h(x)=\frac{M}{B}x\geqslant\frac{M}{B}=\pi$$

① 这里我们可以不考虑 x 在(0, 1)范围内的取值，即认为 $x\geqslant 1$。

故式(1.33)成立。

情况Ⅱ：$h(x) \leqslant g(x)$，总有 $x-h(x) \leqslant B=\pi$，因此式(1.33)也成立。

结合式(1.32)和(1.33)，则有

$$\exp\{r[x-g(x)]\} \geqslant \exp\{r[x-h(x)]\} + r\exp\{r\pi\}[h(x)-g(x)] \tag{1.35}$$

两边取数学期望，有

$$E\{\exp\{r[X-g(X)]\}\} \geqslant E\{\exp\{r[X-h(X)]\}\} + r\exp\{r\pi\}E[h(X)-g(X)] \tag{1.36}$$

由假设 $E[g(X)]=E[h(X)]$，则上式右端第二项为零，于是我们证得

$$M_{X-g(X)}(r) \geqslant M_{X-h(X)}(r)$$

综合上述三个定理，从转移风险角度看，在其他条件相同时，我们有如下结论：赔付率超赔再保险要优于其他三种再保方式；如果总损失额服从复合泊松分布，则超额赔款再保险要优于成数再保险和溢额再保险，溢额再保险要优于成数再保。即这四种再保险方式按转移风险能力由大到小的顺序为：赔付率超赔再保险、超额赔款再保险、溢额再保险、成数再保险。当然这只是在一定条件下，以调节系数最大为目标得出的结果。

三、效用理论下的最优再保险

如果我们用效用来衡量保险人对各种再保险方式的偏好，以效用达到最大作为最优的标准。在此意义下，则赔付率超赔再保险是最优的，即有如下的定理。

定理 1.5 如果一个保险人制定分保计划时：

(1) 保险组合的初始准备金为 u;

(2) 保险人是风险厌恶型的,即 $U'(x)\geqslant 0$, $U''(x)\leqslant 0$;

(3) 保险组合在一段时间(通常为一年)内总损失为 S,其中再保险人承担的风险为 $\check{S}$,且 $0<\check{S}<S$;

(4) 再保险人收取的保费为 $\check{P}=(1+\check{\theta})E(\check{S})$,其中 $\check{\theta}$ 为安全系数。为了讨论方便,我们忽略了费用和正常利润。

则采用赔付率超赔再保险能使期望效用达到最大,即

$$\hat{S}^{*}=\begin{cases}S, & S\leqslant \rho P\\ \rho P, & S>\rho P\end{cases},\ \check{S}^{*}=\begin{cases}0, & S\leqslant \rho P\\ S-\rho P, & S>\rho P\end{cases}$$

其中 ρP 由方程 $\check{P}=(1+\check{\theta})E(\check{S}^{*})$ 所决定。

证明① 假设保险组合总保费为 P,并且在期初收取。由于保险人是风险厌恶型的,其效用函数是凹函数,所以对任意两点 $(a, U(a))$、$(b, U(b))$,有 $U(a)-U(b)\leqslant(a-b)U'(b)$。如果用 $\check{S}$ 表示满足假设的任意一种再保险方式,则:

$$U(u+P-\check{P}-S+\check{S})-U(u+P-\check{P}-S+\check{S}^{*})\leqslant$$
$$(\check{S}-\check{S}^{*})U'(u+P-\check{P}-S+\check{S}^{*}) \quad (1.37)$$

接下来,我们证明

$$(\check{S}-\check{S}^{*})U'(u+P-\check{P}-S+\check{S}^{*})\leqslant$$
$$(\check{S}-\check{S}^{*})U'(u+P-\check{P}-\rho P) \quad (1.38)$$

我们考虑三种情况:

情况Ⅰ:$\check{S}=\check{S}^{*}$,此时式(1.38)显然等式成立;

① 谢志刚、韩天雄编著,风险理论与非寿险精算,南开大学出版社,2000 年 9 月第 1 版,第 354 页。

情况Ⅱ：$\check{S} < \check{S}^*$，由于$\check{S} \geqslant 0$，此时$\check{S}^* > 0$，所以 $S - \check{S}^* = \rho P$，故式(1.38)也等式成立；

情况Ⅲ：$\check{S} > \check{S}^*$，由于 $0 < S - \check{S}^* \leqslant \rho P$，所以 $u + P - \check{P} - S + \check{S}^* \geqslant u + P - \check{P} - \rho P$。因为$U''(x) \leqslant 0$，所以$U'(x)$ 为单调减函数，于是

$$U'(u + P - \check{P} - S + \check{S}^*) \leqslant U'(u + P - \check{P} - \rho P) \quad (1.39)$$

因此式(1.38)也成立。

现在结合式(1.37)和(1.38)，则有

$$U(u + P - \check{P} - S + \check{S}) - U(u + P - \check{P} - S + \check{S}^*) \leqslant (\check{S} - \check{S}^*)U'(u + P - \check{P} - \rho P) \quad (1.40)$$

两边取数学期望，得

$$E[U(u + P - \check{P} - S + \check{S})] - E[U(u + P - \check{P} - S + \check{S}^*)] \leqslant E[(\check{S} - \check{S}^*)]U'(u + P - \check{P} - \rho P) \quad (1.41)$$

按照前面的假设，$\check{P} = (1 + \check{\theta})E(\check{S}) = (1 + \check{\theta})E(\check{S}^*)$，所以 $E(\check{S} - \check{S}^*) = 0$，于是

$$E[U(u + P - \check{P} - S + \check{S})] \leqslant E[U(u + P - \check{P} - S + \check{S}^*)] \quad (1.42)$$

可见，赔付率超赔再保险是期望效用达到最大意义下的最优。

第二章

再保险自留额问题

自留额是保险公司根据自身的承受能力而确定的对每一风险单位自己所能承担的风险和责任的最大限额。如何确定自留额是再保险理论和应用的核心问题之一。本章将首先分析影响再保险自留额的主要因素，然后讨论再保险自留额的四种理论模型，最后对这些模型的长处与不足进行对比性的分析和评价。

第一节　影响再保险自留额的因素

原保险人寻求理想再保险的条件是尽量以较低的再保险价格，转移自身难以承担的风险，既要确保自身财务的稳定，又要获得最大的经济效益。要实现这一理想的再保险条件，要求原保险人必须合理地安排再保险，准确地确定自留额。

自留额的确定取决于多方面的因素，如经济周期、国家对保险业的有关再保险规定、分出公司的资本实力、业务量、保险标的本身风险大小和再保险保费与再保险方式等，我们可以将这些因素分为非技术性因素和技术性因素两大类。

一、非技术性因素

（一）经济周期

经济周期是现代经济的基本特征之一，它能够波及所有的经济部门，当然保险业也不例外。每一个经济周期分为萧条阶段、复苏阶段、繁荣阶段和衰退阶段。不同阶段的经济周期对保险业和自留额的影响可以归纳为以下四个方面①。

(1) 萧条阶段。保险业务量下降幅度较大，而道德风险的可能性则比较高，自留额应尽可能保持低水平。

(2) 复苏阶段。保险业务量开始回升，道德风险的可能性减少，自留额可以适当调高。

(3) 繁荣阶段。保险业务量处于较高的水平，道德风险的可能性比较小，自留额可以保持在比较高的水平。

(4) 衰退阶段。保险业务量开始出现萎缩，道德风险的可能性不断增加，自留额可以适当调低。

由此可见，在确定自留额时必须考虑经济周期因素，并且要尽可能准确判断经济周期内每一阶段的时间，以避免造成错误地确定自留额。

（二）国家有关的法律法规

由于保险公司的经营状况和偿付能力关系着社会的稳定，为了保障被保险人的利益，各个国家一般都通过法律法规对保险人自留的风险额度作出规定。例如我国《保险法》第102条规定："经营财产保险业务的保险公司当年自留保险费，不得超过其实有资本金加公积金总和的四倍。"第103条规定："保险公司对每一危险单位，即对一次保险事故可能造成的最大损失范围所承担的责任，不得超过其实有资本金加公积金总和的百分之十；超过的部分，应

---

① 赵苑达主编，再保险学，中国金融出版社，2003年1月第1版，第126页。

当办理再保险。"

还有一些国家采用法定分保制度,强制要求保险公司将业务按一定比例进行分保。如摩洛哥将法定分保比例定为10%,加纳、肯尼亚、印度、巴基斯坦等国家定为20%。我国从1996年也开始实行法定分保制度[①]:除人寿保险业务外,保险公司应当将其承保的每笔保险业务的20%按照国家有关规定办理再保险。不过中国在2001年12月正式加入世界贸易组织之后,已经承诺:中外直接保险公司目前向中国再保险公司进行20%分保的比例,在中国加入WTO时不变,加入后一年降至15%;加入后两年降至10%;加入后三年降至5%;加入后四年,即2006年取消比例法定保险。国家有关法律中对保险公司业务自留额的规定是保险公司确定自留额的上限。

二、技术性因素[②]

(一)保险公司的偿付能力

保险公司的偿付能力包括资本金、公积金和未分配利润等项目。偿付能力强的保险公司,自留额可以定得高一些,而偿付能力差的保险公司,自留额应该定得低一些。

各国保险法一般都规定保险公司开业必须具备一定数量的最低资本金,并对每一风险单位的自留额与资本金的比例作出限制性规定。这种规定是为了确保保险公司的偿付能力和业务的稳定性。自留额的大小是与公司的资本成正比例的,保险公司的资本金越多,表明其财力雄厚,可经营的业务量就越大,自留额也可以定得较高,从而留存较多的保费,进一步可以提取较多的准备金以

---

① 1995年以前,《保险企业管理暂行条例》中规定:保险企业必须至少将其经营的全部保险业务的30%向中国人民保险公司办理再保险。

② R. L. Carter:"Reinsurance",Trowbridge & Esher,1979,pp. 320 - 329.

增强偿付能力。

国外一些保险市场统计资料表明，分出公司的主要业务，如火险、水险和意外险等，对于每一风险单位的最高自留额一般为资本的0.5%—5%、每次事故的最高自留额不超过每一风险单位最高自留额的2.5倍时①，可以认为不会影响业务经营的稳定性。这个经验数据对于大小不同的保险公司来说差别很大，小的保险公司因为资本金较少，其自留额对于资本的百分率要高于大的公司，但自留额的绝对数却比大公司要低。

（二）业务量与保费收入

保险公司的经营是以大数法则为基础的，承保的业务数量越大，越符合大数法则的要求，风险的同质性越容易得到统一，损失率的波动越小，保险公司的财务也就越稳定。同时，业务量的增加，也带来了公司保费收入的增加，积累的资产额相应增加，有助于提高公司的偿付能力，在确定自留额可以定得高一些。

关于自留额与保费收入之间的关系，根据国外保险的经验，每一风险单位的自留额与当年保费收入之间的比例保持在0.5%—3%之间比较适宜，一般在1%左右，但也有高达10%的。同时，为了保持业务经营的稳定性，不能按保费增长的比例调整自留额，一般是保费每增长50%，自留额可以调高20%②。

（三）保险标的本身风险大小与风险累积

保险标的本身风险的大小是决定自留额最主要的因素，风险越大，自留额越低。

尽管保险人在计算费率及建立自留额模型时都假设各险种、

---

① 陈继儒主编，再保险，西南财经大学出版社，1997年10月第2版，第165—166页。

② 胡炳志主编，再保险，中国金融出版社，1998年8月第1版，第135页。

各保险标的之间互相独立，但由于某些保险标的地理位置非常接近或者由于巨灾原因，多个保险标的可能同时遭受保险事故，加上同一保险标的可能投保多个险种，所以独立性假设未必能够完全满足。尤其巨灾风险，虽然发生的频率比较低，但是一旦发生，往往造成大面积的损失，使许多表面上独立的风险单位受损，出现风险的累积。对风险累积程度高的保险组合，在确定自留额时应适当降低自留额水平。

（四）再保险保费与再保险方式

再保险保费是再保险人提供再保险服务的"价格"，对于保险人来说则是业务分出的成本和代价。再保险保费和自留额呈正相关关系，即再保险保费越高，说明保险人为了分出业务所付出的代价越大，那么保险人倾向于自留较多的业务，制定较高的自留额，否则保险人将分出较多的业务。

此外，不同的再保险方式，自留额的表示方式及确定方式也不同，这一因素对于自留额的影响是不言而喻的。

总而言之，自留额的确定是一项复杂的工作，保险公司在制定自留额时必须综合考虑以上这些因素，才有可能确定较为准确的自留额。实际上，保险人在制定再保险计划时并不是仅仅考虑单一再保险方式和单一自留额的确定问题，而更多的是探求整个保险或再保险业务的最优经营的途径。

第二节　相对自留额模型和财务稳定系数模型

在市场经济条件下，保险人自然希望获得的利润越多越好。然而，高收益往往与高风险相联系。保险人将自留额定得过高，则

可能因为承担的风险过多而影响公司经营的稳定性，甚至可能因发生巨额索赔而导致破产；而自留额定得过低，则又可能丧失大量利润。为了解决这一"两难问题"，一个很自然的想法就是以一定的代价——流出的利润，换取最大的收益——再保后风险最小，也即在利润和风险之间进行"取舍"。因此，我们需要解决的问题是如何度量利润和风险，并在两者之间达到均衡。

利润的度量相对来说比较简单。由于无法预知未来的经营状况，因此保险人在决策时往往用期望利润（＝保费收入－期望损失）作为利润的度量指标。则

$$\text{分保前的期望利润} = P - E(S) \tag{2.1}$$

$$\text{再保险人的期望利润} = \check{P} - E(\check{S}) \tag{2.2}$$

$$\text{分保后原保险人的期望利润} = [P - \check{P}] - [E(S) - E(\check{S})] \tag{2.3}$$

从(2.3)式可以看出，分保后原保险人的期望利润就等于分保前的期望利润减去再保险人的期望利润。考虑到再保险业务获得利润后，再保险人要支付原保险人利润佣金，所以原保险人的实际期望利润要高于(2.3)式计算的结果，但利润佣金的因素我们这里暂不考虑。

用期望值来度量利润，不会引起什么争议，但风险的度量却有许多不同的方法和指标。例如方差(标准差)、变异系数、风险价值(Value at Risk)、破产概率等等。本书无意比较哪一种指标才能更好地度量风险，而是选择了两个在精算中已经得到广泛应用的指标——方差和破产概率。相应地产生了四种不同的自留额模型，其中相对自留额模型和财务稳定系数模型用方差作为风险度量，而绝对自留额模型和调节系数模型则用破产概率作为风险度量。

一、相对自留额模型

相对自留额模型用方差作为风险度量指标，用期望利润作为利润的度量指标，目的是通过一定的利润流出，使再保险后风险达到最小，我们称之为最大收益——最小方差原理。于是相对自留额模型可以表述为：

在 $\sum_{j=1}^{m} E(\check{Y}_j) = c$ (c 为常数) 的条件下，求 $\sum_{j=1}^{m} \text{Var}(\hat{Y}_j)$ 的最小值①。

式中：$Y = P - S$ 为分保前原保险人一个会计年度内的利润，相应地，$\hat{Y} = \hat{P} - \hat{S}$ 和 $\check{Y} = \check{P} - \check{S}$ 分别表分保后原保险人和再保险人的利润；m 为保险组合中风险的种类。

根据拉格朗日定理，这一条件极值等价于求下面函数的最小值：

$$\phi = \sum_{j=1}^{m} \text{Var}(\hat{Y}_j) + 2\lambda\left[\sum_{j=1}^{m} E(\check{Y}_j) - c\right] \tag{2.4}$$

这里 λ 为拉格朗日乘数。

因为 $\hat{Y} = \hat{P} - \hat{S}$，所以

$$\text{Var}(\hat{Y}_j) = \text{Var}(\hat{P}_j - \hat{S}_j) = \text{Var}(\hat{S}_j) \tag{2.5}$$

根据再保费 $\check{P} = (1 + \check{\theta})E(\check{S})$ 及 $\check{Y} = \check{P} - \check{S}$，则

$$\begin{aligned} E(\check{Y}_j) &= E(\check{P}_j - \check{S}_j) = (1 + \check{\theta}_j)E(\check{S}_j) - E(\check{S}_j) \\ &= \check{\theta}_j E(\check{S}_j) \end{aligned} \tag{2.6}$$

将式(2.5)和(2.6)代入式(2.4)得

---

① Hans Buhlmann, Mathematical Methods in Risk Theory, Springer, 1996, pp. 114 - 115.

$$\phi = \sum_{j=1}^{m} \mathrm{Var}(\hat{S}_j) + 2\lambda\left[\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(\check{S}_j) - c\right] \tag{2.7}$$

我们以成数再保险、超额赔款再保险和赔付率超赔再保险为例来说明。

(一) 成数再保险①

在成数再保险下,根据式(1.3)和(1.4)有

$$\hat{S}_j = \alpha_j S_j \quad 和\check{S}_j = (1-\alpha_j)S_j$$

这里 α_j 是第 j 类风险单位的相对自留额。

代入式(2.7)得

$$\phi(\alpha_1, \alpha_2, \cdots, \alpha_m; \lambda) = \sum_{j=1}^{m} \alpha_j^2 \mathrm{Var}(S_j) + 2\lambda\left[\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j(1-\alpha_j)E(S_j) - c\right] \tag{2.8}$$

应用拉格朗日乘数法,将 Φ 对 α_j 和 λ 分别求一阶偏导数并令其为零得

$$\frac{\partial\phi}{\partial\alpha_j} = 2\alpha_j \mathrm{Var}(S_j) - 2\lambda\check{\theta}_j E(S_j) = 0 \tag{2.9}$$

$$\frac{\partial\phi}{\partial\lambda} = 2\left[\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j(1-\alpha_j)E(S_j) - c\right] = 0 \tag{2.10}$$

于是

$$\alpha_j = \lambda \frac{\check{\theta}_j E(S_j)}{\mathrm{Var}(S_j)} \tag{2.11}$$

① 谢志刚、韩天雄编著,风险理论与非寿险精算,南开大学出版社,2000 年 9 月第 1 版,第 341 页。

$$\lambda = \frac{\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(S_j) - c}{\sum_{j=1}^{m} \frac{[\check{\theta}_j E(S_j)]^2}{\mathrm{Var}(S_j)}} \tag{2.12}$$

从式(2.11)和(2.12)可以看出，当$\frac{\check{\theta}_j E(S_j)}{\mathrm{Var}(S_j)}$比较大时，$\alpha_j$ 就比较大，这与保险实务操作也是相符合的，当某类业务的收益与风险的比值比较大，即风险一定收益较大或收益一定风险较小时，自留的比重就比较大。

（二）超额赔款再保险

令
$$F_j(x) = Pr(X_j \leqslant x) \tag{2.13}$$

表示第 j 类保险标的每次损失额的分布函数，$f_j(x)$为其密度函数。

由式(1.11)、(1.12)和(2.7)有

$$\begin{aligned}
\phi &= \sum_{j=1}^{m} \mathrm{Var}(\hat{S}_j) + 2\lambda\Big[\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(\check{S}_j) - c\Big] \\
&= \sum_{j=1}^{m} [E(N_j)\mathrm{Var}(\hat{X}_j) + \mathrm{Var}(N_j)E^2(\hat{X}_j)] \\
&\quad + 2\lambda\Big[\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(N_j)E(\check{X}_j) - c\Big] \\
&= \sum_{j=1}^{m} \{E(N_j)E(\hat{X}_j^2) + [\mathrm{Var}(N_j) - E(N_j)]E^2(\hat{X}_j)\} \\
&\quad + 2\lambda\Big[\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(N_j)E(\check{X}_j) - c\Big]
\end{aligned} \tag{2.14}$$

根据式(1.9)，对第 j 类风险有

$$E(\hat{X}_j)=\int_0^{R_j}x_j f_j(x_j)\mathrm{d}x_j+\int_{R_j}^{\infty}R_j f_j(x_j)\mathrm{d}x_j \quad (2.15)$$

则

$$\begin{aligned}\frac{\partial E(\hat{X}_j)}{\partial R_j}&=R_j f_j(R_j)+\{[1-F_j(R_j)]-R_j f_j(R_j)\}\\&=1-F_j(R_j)\end{aligned} \quad (2.16)$$

同时 $E(\hat{X}_j^2)=\int_0^{R_j}x_j^2 f_j(x_j)\mathrm{d}x_j+\int_{R_j}^{\infty}R_j^2 f_j(x_j)\mathrm{d}x_j \quad (2.17)$

则

$$\begin{aligned}\frac{\partial E(\hat{X}_j^2)}{\partial R_j}&=R_j^2 f_j(R_j)+\{2R_j[1-F_j(R_j)]-R_j^2 f_j(R_j)\}\\&=2R_j[1-F_j(R_j)]\end{aligned} \quad (2.18)$$

根据式(1.10),对第 j 类风险有

$$\begin{aligned}E(\check{X}_j)&=\int_{R_j}^{\infty}(x_j-R_j)f_j(x_j)\mathrm{d}x_j\\&=E(X_j)-\int_0^{R_j}[1-F_j(x_j)]\mathrm{d}x_j\end{aligned} \quad (2.19)$$

则 $$\frac{\partial E(\check{X}_j)}{\partial R_j}=-[1-F_j(R_j)] \quad (2.20)$$

将 Φ 对 R_j 求一阶偏导数,并将式(2.16)、(2.18)和(2.20)代入,令其为零得

$$\begin{aligned}\frac{\partial\phi}{\partial R_j}=&\,2R_j E(N_j)[1-F_j(R_j)]+2[\mathrm{Var}(N_j)\\&-E(N_j)]E(\hat{X}_j)[1-F_j(R_j)]\\&-2\lambda\check{\theta}_j E(N_j)[1-F_j(R_j)]=0\end{aligned} \quad (2.21)$$

整理得

$$R_j = \lambda \check{\theta}_j - \frac{\operatorname{Var}(N_j) - E(N_j)}{E(N_j)} E(\hat{X}_j) \tag{2.22}$$

将 Φ 对 λ 求一阶偏导数，并令其为零，整理得

$$\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(N_j) E(\check{X}_j) = c \tag{2.23}$$

（三）赔付率超赔再保险

令
$$G_j(s) = Pr\ (S_j \leqslant s) \tag{2.24}$$

表示第 j 类保险标的总损失额的分布函数，$g_j(x)$ 为其密度函数。

$$\begin{aligned}\phi &= \sum_{j=1}^{m} \operatorname{Var}(\hat{S}_j) + 2\lambda\left[\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(\check{S}_j) - c\right] \\ &= \sum_{j=1}^{m} [E(\hat{S}_j^2) - E^2(\hat{S}_j)] + 2\lambda\left[\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(\check{S}_j) - c\right]\end{aligned} \tag{2.25}$$

根据式(1.13)，对第 j 类风险有

$$E(\hat{S}_j) = \int_0^{\rho_j P_j} s_j\, g_j(s_j) \mathrm{d} s_j + \int_{\rho_j P_j}^{\infty} \rho_j P_j\, g_j(s_j) \mathrm{d} s_j \tag{2.26}$$

则

$$\begin{aligned}\frac{\partial E(\hat{S}_j)}{\partial \rho_j P_j} &= \rho_j P_j\, g_j(\rho_j P_j) + \{[1 - G_j(R_j)] \\ &\quad - \rho_j P_j\, g_j(\rho_j P_j)\} = 1 - G_j(\rho_j P_j)\end{aligned} \tag{2.27}$$

同时

$$E(\hat{S}_j^2) = \int_0^{\rho_j P_j} s_j^2\, g_j(s_j) \mathrm{d} s_j + \int_{\rho_j P_j}^{\infty} (\rho_j P_j)^2 g_j(s_j) \mathrm{d} s_j \tag{2.28}$$

则

$$\frac{\partial E(\hat{S}_j^2)}{\partial \rho_j P_j} = (\rho_j P_j)^2 g_j(\rho_j P_j) + \{2\rho_j P_j[1 - G_j(\rho_j P_j)] - (\rho_j P_j)^2 g_j(\rho_j P_j)\}$$

$$= 2\rho_j P_j[1 - G_j(\rho_j P_j)] \tag{2.29}$$

根据式(1.14),对第 j 类风险有

$$E(\check{S}_j) = \int_{\rho_j P_j}^{\infty} (s_j - \rho_j P_j) g_j(s_j) \mathrm{d}s_j$$

$$= E(S_j) - \int_0^{\rho_j P_j} [1 - G_j(s_j)] \mathrm{d}s_j \tag{2.30}$$

则

$$\frac{\partial E(\check{S}_j)}{\partial \rho_j P_j} = -[1 - G_j(\rho_j P_j)] \tag{2.31}$$

将 Φ 对 $\rho_j P_j$ 求一阶偏导数,并将式(2.27)、(2.29)和(2.31)代入,令其为零得

$$\frac{\partial \phi}{\partial \rho_j P_j} = 2\rho_j P_j[1 - G_j(\rho_j P_j)] - 2E(\hat{S}_j)[1 - G_j(\rho_j P_j)] - 2\lambda \check{\theta}_j[1 - G_j(\rho_j P_j)] = 0 \tag{2.32}$$

整理得

$$\rho_j P_j = \lambda \check{\theta}_j + E(\hat{S}_j) \tag{2.33}$$

将 Φ 对 λ 求一阶偏导数,并令其为零,整理得

$$\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(\check{S}_j) = c \tag{2.34}$$

对于溢额再保险,其自留额也只能由方程隐式表示。我们不再进行详细推导,仅在表 2-1 中列出其相对自留额的表达式或求

解方程组①。另记

$$H_j(b) = Pr(B_j \leqslant b) \tag{2.35}$$

表示第 j 类保险标的保险金额的分布函数。

相对自留额模型的自留额及其表达式列示如表 2-1 所示。

表 2-1 相对自留额模型的自留额

再保险形式	自留额	表达式
成数再保险	α_j	$\alpha_j = \lambda \dfrac{\check{\theta}_j E(S_j)}{\mathrm{Var}(S_j)},\ \lambda = \dfrac{\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(S_j) - c}{\sum_{j=1}^{m} \dfrac{[\check{\theta}_j E(S_j)]^2}{\mathrm{Var}(S_j)}}$
溢额再保险	M_j	$M_j = \dfrac{\lambda \check{\theta}_j E(S_j) E(B_j^2)}{E(N_j) E(X_j^2) E(B_j)} - \dfrac{\mathrm{Var}(N_j) - E(N_j)}{E(N_j)} \cdot \dfrac{E^2(X_j) E(B_j^2) H_j^{(1)}(M_j)}{E(X_j^2) E(B_j)}$ $\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(\check{S}_j) = c$ 其中 $H_j^{(1)}(M_j) = \dfrac{\int_0^{M_j} [1 - H_j(b_j)] \mathrm{d} b_j}{E(B_j)}$
超额赔款再保险	R_j	$R_j = \lambda \check{\theta}_j - \dfrac{\mathrm{Var}(N_j) - E(N_j)}{E(N_j)} E(\hat{X}_j)$ $\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(N_j) E(\check{X}_j) = c$
赔付率超赔再保险	$\rho_j P_j$	$\rho_j P_j = \lambda \check{\theta}_j + E(\hat{S}_j)$ $\sum_{j=1}^{m} \check{\theta}_j E(\check{S}_j) = c$

---

① 谢志刚、韩天雄编著，风险理论与非寿险精算，南开大学出版社，2000 年 9 月第 1 版，第 342 页。

由于相对自留额的表达式相当复杂，这对保险部门的监管和保护被保险人的利益方面来说显得不利，因此需要考虑一种更为简便的方法，使得它既能满足监管的需要，又能在一定程度上代替相对自留额法，这就是绝对自留额模型（在下一节中讨论）。

二、财务稳定系数模型

与相对自留额模型一样，在财务稳定系数模型中，我们也是以期望利润作为利润的度量，以损失的方差或标准差作为风险的度量。但不同的是，财务稳定系数模型以标准差和期望利润的比值作为决策的依据，这一比值称为财务稳定系数[①]，记为 K。

$$K = \frac{B\sigma}{P} \tag{2.36}$$

这里 B 为保险标的保额，σ 为损失率的标准差，P 为保费。

关于 K 的取值，一般认为 $K \leqslant 0.1$ 时，财务稳定性良好，不需要进行分保。因为当 $K=0.1$ 时，保险公司每年收入的净保费不足以应付赔付的情况只是每 20 中发生一次[②]。而当 $K > 0.1$ 时，财务稳定性较差，至于是否需要分保，以及分出多少，自留多少，则需要作进一步的判断。

应用财务稳定系数模型确定自留额，一般分两个步骤进行。

（一）判断是否需要进行分保

假定保险公司原来业务经营良好，保额为 B_1，损失率的标准差为 σ_1，保费为 P_1，则财务稳定系数为

$$K_1 = \frac{B_1\sigma_1}{P_1} \tag{2.37}$$

---

① 按照统计学的定义，财务稳定系数实际上就是变异系数。

② 李中杰著，非寿险精算学，河南科学技术出版社，1996 年 12 月第 1 版，第 36 页。

现在保险公司新承保了 n 个标的，每个标的保额为 B_2，损失概率为 q，纯费率为 p，安全附加系数为 θ，若损失服从二项分布，则

$$K_2=\frac{B_2\sigma_2}{P_2}=\frac{B_2\cdot\sqrt{nq(1-q)}}{B_2\cdot n\cdot(1+\theta)p} \tag{2.38}$$

业务合并后的财务稳定系数为

$$K_{1+2}=\frac{\sqrt{B_1^2\sigma_1^2+B_2^2\cdot nq(1-q)}}{P_1+B_2\cdot n(1+\theta)p} \tag{2.39}$$

要让 K_{1+2} 保证不超过 K_1 的值，则应该有

$$\frac{\sqrt{B_1^2\sigma_1^2+B_2^2\cdot nq(1-q)}}{P_1+B_2\cdot n(1+\theta)p}\leqslant K_1 \tag{2.40}$$

整理得

$$B_2[q(1-q)-K_1^2n\,(1+\theta)^2p^2]\leqslant 2K_1^2P_1(1+\theta)p \tag{2.41}$$

如果

$$q(1-q)-K_1^2n\,(1+\theta)^2p^2\leqslant 0 \tag{2.42}$$

也即

$$n\geqslant\frac{q(1-q)}{K_1^2\,(1+\theta)^2p^2} \tag{2.43}$$

则式(2.41)自然成立，那么保险公司不需要对新承保的业务进行分保。如果承保数量不够多，就要求

$$B_2\leqslant\frac{2K_1^2P_1(1+\theta)p}{q(1-q)-K_1^2n\,(1+\theta)^2p^2}=B_0 \tag{2.44}$$

也就是说，对新承保的业务，要使业务合并后的财务稳定系数

保证不超过原有的水平，要么新承保的业务量足够多，要么新业务保额不超过 B_0。否则，对于保额超过 B_0 的部分应该进行分保。

式(2.44)比较复杂，我们考虑将一些条件强化一下。令 $\theta=0$，$p=q$，当 q 非常小时，我们可以得到 B_2 的一个近似式：

$$B_2 \approx 2K_1^2 P_1 \tag{2.45}$$

（二）自留额的确定

在明确何时需要分保之后，接下来需要解决的就是自留额的问题。根据前面的分析，最优自留额的确定就是要使分保后的财务稳定系数（记为 $\overline{K}$）最小，即

$$\min \overline{K} = \frac{\sqrt{B_1^2\sigma_1^2 + \mathrm{Var}(S-\check{S})}}{P_1 + (1+\theta)E(S) - (1+\check{\theta})E(\check{S})} \tag{2.46}$$

$\min(\overline{K})$ 的表达式比较复杂，在一般的再保险方式下，如果没有附加条件，很难求解式(2.46)的最小值。所以我们仅考虑最简单的一种情形——成数再保险。

在成数再保险情形下，$\check{S}=(1-\alpha)S$，则式(2.46)可以化为

$$\min \overline{K} = \frac{\sqrt{B_1^2\sigma_1^2 + \alpha^2\mathrm{Var}(S)}}{P_1 + [(1+\theta)-(1+\check{\theta})(1-\alpha)]E(S)} \tag{2.47}$$

求出使 $\overline{K}$ 最小的 α 值就是最优的自留比例。

令 $\dfrac{\partial \overline{K}}{\partial \alpha}=0$，整理得

$$\alpha = \frac{B_1^2\sigma_1^2(1+\check{\theta})E(S)}{[P_1 + (\theta-\check{\theta})E(S)]\mathrm{Var}(S)} \tag{2.48}$$

式(2.48)比较复杂，我们考虑一种简单的情形：$\check{\theta}=\theta$，则

$$\alpha = \frac{B_1^2\sigma_1^2(1+\theta)E(S)}{P_1\mathrm{Var}(S)} = \frac{B_1^2\sigma_1^2P_2}{P_1B_2^2\sigma_2^2} = \frac{K_1^2P_1}{K_2^2P_2} \tag{2.49}$$

其中 $P_2 = (1+\theta)E(S), \mathrm{Var}(S) = B_2^2\sigma_2^2$

将式(2.49)代入式(2.47),整理得

$$\overline{K} = \frac{K_1K_2}{\sqrt{K_1^2+K_2^2}} \tag{2.50}$$

很容易证明

$$\overline{K} = \frac{K_1K_2}{\sqrt{K_1^2+K_2^2}} \leqslant K_1 \tag{2.51}$$

$$\overline{K} = \frac{K_1K_2}{\sqrt{K_1^2+K_2^2}} \leqslant K_2 \tag{2.52}$$

以及

$$\overline{K} = \frac{K_1K_2}{\sqrt{K_1^2+K_2^2}} \leqslant \frac{\sqrt{K_1^2P_1^2+K_2^2P_2^2}}{P_1+P_2} = \frac{\sqrt{B_1^2\sigma_1^2+B_2^2\sigma_2^2}}{P_1+P_2} = K_{1+2} \tag{2.53}$$

可见,对新承保的业务分保后,其财务稳定系数不仅小于 K_1 和 K_2,而且小于不分保后的财务稳定系数 K_{1+2}。因此,对新业务进行分保有利于保险公司的进一步稳定经营。

当保险公司有多种业务需要分保时,由于各种业务的非同质性,各种业务的分出额和自留额是不同的,甚至各种业务之间再保险方式也可能不同。多种业务的情形比较复杂,所以这里不再对其模型作更多的探讨。

第三节 绝对自留额模型和调节系数模型

一、绝对自留额模型

绝对自留额是相对于相对自留额而言的。在相对自留额模型中，是将要分保的保险组合分类之后对每类保险标的制定不同的自留额；而在绝对自留额模型中，不再对每一类风险单位分别考虑，而是将整个要分保的保险组合看作一类风险单位。当然，前提条件是：

(1) 各类风险单位同质性较高，可以忽略彼此的差异，不需要对各类风险单位分别计提自留额；

(2) 保险人对自留额精度要求不高，或者保险人缺乏足够的经验和数据，无法对风险单位分门别类地计提自留额。

根据风险理论的知识，分保后破产可定义为：存在某个 n，使得

$$\sum_{k=1}^{n} \hat{P}_k - \sum_{k=1}^{n} \hat{S}_k < -u \tag{2.54}$$

其中$\hat{P}_k$，$\hat{S}_k$ 分别表示第k年的自留保费和自留损失额，u表示保险组合的初始准备金。因为$\hat{Y}_k = \hat{P}_k - \hat{S}_k$，则式(2.54)可以表示成：

$$\max_{1\leqslant n\leqslant\infty} \sum_{k=1}^{n}(-\hat{Y}_k) > u \tag{2.55}$$

根据 Lundberg 不等式，破产概率 $\Psi(u)$ 由 e^{-ru} 界定，即：

$$\Psi(u) \leqslant e^{-ru}$$

其中 r 称为调节系数，根据附录式(Ⅰ.25)是方程 $E(e^{-r\hat{Y}}) =$

1 的解。

由于保险人可承受的最大破产概率为 ε,那么使破产概率不超过 ε 的充分条件是:

$$e^{-ru}=\varepsilon \tag{2.56}$$

如此,绝对自留额问题就转化为解方程组[①]:

$$\begin{cases}E(e^{-r\hat{Y}})=1\\ e^{-ru}=\varepsilon\end{cases} \tag{2.57}$$

理论上可以根据这个方程组求出自留额,但实际上由于 $\hat{Y}$ 的分布函数往往比较复杂,难以求出其矩母函数。即使能够求出,有时也很难解出 $E(e^{-r\hat{Y}})=1$ 的正解。为了解决这个问题,我们采用一些近似方法来进行计算。

(一) 二阶矩估计法[②]

令 $\varphi(r)=\ln[E(e^{-r\hat{Y}})]$,则 $E(e^{-r\hat{Y}})=1$ 等价于

$$\varphi(r)=\ln[E(e^{-r\hat{Y}})]=0 \tag{2.58}$$

用泰勒公式(Taylor's Formula)将 $\varphi(r)=\ln[E(e^{-r\hat{Y}})]$ 在原点展开,并且只取展开式前两项作为估计式,可得

$$-E(\hat{Y})r+\frac{\operatorname{Var}(\hat{Y})}{2}r^2=0 \tag{2.59}$$

显然,我们需要的调节系数不会为 0,所以

① Hans Buhlmann:"Mathematical Methods in Risk Theory",Springer,1996,pp. 124 - 128.

② 谢志刚、韩天雄编著,风险理论与非寿险精算,南开大学出版社,2000 年 9 月第 1 版,第 347 页。

$$r=\frac{2E(\hat{Y})}{\operatorname{Var}(\hat{Y})} \tag{2.60}$$

将式(2.60)代入方程组(2.57)的第二个方程,并整理得

$$-\frac{\ln\varepsilon}{2u}=\frac{E(\hat{Y})}{\operatorname{Var}(\hat{Y})} \tag{2.61}$$

上式两边同时除以 $\frac{E(S)}{\operatorname{Var}(S)}$,并利用 $\operatorname{Var}(\hat{Y})=\operatorname{Var}(\hat{P}-\hat{S})=\operatorname{Var}(\hat{S})$ 可得

$$\frac{E(S)}{u}\cdot V(S)\cdot\left(-\frac{\ln\varepsilon}{2}\right)=\frac{E(\hat{Y})/E(S)}{\operatorname{Var}(\hat{S})/\operatorname{Var}(S)} \tag{2.62}$$

其中
$$V(S)=\frac{\operatorname{Var}(S)}{E^2(S)} \tag{2.63}$$

式(2.62)具有丰富的含义,等式左边可以看作是反映保险人分保需要的变量,记

$$q_0=\frac{E(S)}{u}\cdot V(S)\cdot\left(-\frac{\ln\varepsilon}{2}\right) \tag{2.64}$$

其中:

$\frac{u}{E(S)}$ 表示按 $E(S)$ 计算的初始准备金;

$V(S)$是 S 的变异系数的平方;

$-\frac{\ln\varepsilon}{2}$反映保险人的风险态度对 q_0 的影响,保险人可接受的破产概率越小,越需要分保。

式(2.62)右边的部分反映了分保计划的效果,其中

分子 $E(\hat{Y})/E(S)$表示按 $E(S)$计算的保险人自留的期望

利润；

分母 $\mathrm{Var}(\hat{S})/\mathrm{Var}(S)$ 表示分保前后损失额方差之比。

对于原保险人来说，$E(\hat{Y})/E(S)$ 越大越好，而 $\mathrm{Var}(\hat{S})/\mathrm{Var}(S)$ 越小越好，因此$\dfrac{E(\hat{Y})/E(S)}{\mathrm{Var}(\hat{S})/\mathrm{Var}(S)}$越大，分保计划的效果越好。

接下来的问题是如何求出各种分保形式下 $E(\hat{Y})$ 和 $\mathrm{Var}(\hat{S})$ 的表达式。成数再保险是最简单的情形，我们以其为例来说明。根据式(2.3)，分保后原保险人的期望利润

$$
\begin{aligned}
E(\hat{Y}) &= [P-\check{P}]-[E(S)-E(\check{S})] \\
&=[(1+\theta)E(S)-(1+\check{\theta})E(\check{S})]-[E(S)-E(\check{S})] \\
&=\theta E(S)-\check{\theta}E(\check{S}) \\
&=\theta E(\hat{S})-(\check{\theta}-\theta)E(\check{S})
\end{aligned}
\tag{2.65}
$$

在成数再保险的情形下，根据式(1.3)和(1.4)，有

$$
E(\hat{S})=\alpha E(S),\ \mathrm{Var}(\hat{S})=\alpha^2\mathrm{Var}(S),\\
E(\check{S})=(1-\alpha)E(S) \tag{2.66}
$$

将式(2.65)和(2.66)代入式(2.62)得

$$
q_0=\frac{E(S)}{u}\cdot V(S)\cdot\left(-\frac{\ln\varepsilon}{2}\right)=\frac{\alpha\theta-(1-\alpha)(\check{\theta}-\theta)}{\alpha^2} \tag{2.67}
$$

整理得
$$
q_0\alpha^2-\check{\theta}\alpha+(\check{\theta}-\theta)=0 \tag{2.68}
$$

所以
$$
\alpha=\frac{\check{\theta}\pm\sqrt{\check{\theta}^2+4q_0(\theta-\check{\theta})}}{2q_0} \tag{2.69}
$$

当 $\theta=\check{\theta}$ 时，根据式(2.68)则有 $q_0=\frac{\theta}{\alpha}$，也即 $\alpha=\frac{\theta}{q_0}$。所以式(2.69)中只取"+"号，即：

$$\alpha=\frac{\check{\theta}+\sqrt{\check{\theta}^2+4q_0(\theta-\check{\theta})}}{2q_0} \tag{2.70}$$

至此，我们求出了在成数再保险情形下的自留额。相对来说，成数再保险的绝对自留额模型是比较简单的，而其他三种再保险形式的绝对自留额模型则复杂得多，我们这里不作推导，仅在表2-2中列出其相对自留额的表达式或求解方程组①。

表 2-2 绝对自留额模型的自留额

再保险形式	自留额	$q_0=\frac{E(S)}{u}\cdot V(S)\cdot\left(-\frac{\ln\varepsilon}{2}\right)$
成数再保险	α	$\frac{\alpha\theta-(1-\alpha)(\check{\theta}-\theta)}{\alpha^2}$
溢额再保险	M	$\frac{\theta-\check{\theta}[1-H^{(1)}(M)]}{[H^{(1)}(M)]^2+\frac{E(N)E(X^2)}{\mathrm{Var}(S)}\{H^{(2)}(M)-[H^{(1)}(M)]^2\}}$
超额赔款再保险	R	$\frac{\theta-\check{\theta}[1-F^{(1)}(R)]}{[F^{(1)}(R)]^2+\frac{E(N)E(X^2)}{\mathrm{Var}(S)}\{F^{(2)}(R)-[F^{(1)}(R)]^2\}}$
赔付率超赔再保险	ρP	$\frac{\theta-\check{\theta}[1-G^{(1)}(\rho P)]}{[G^{(1)}(\rho P)]^2+\frac{E(S^2)}{\mathrm{Var}(S)}\{G^{(2)}(\rho P)-[G^{(1)}(\rho P)]^2\}}$

其中

① 谢志刚、韩天雄编著，风险理论与非寿险精算，南开大学出版社，2000 年 9 月第 1 版，第 350 页。

$$H^{(k)}(M) = \frac{\int_0^M b^k \, \mathrm{d}H(b) + M^k[1 - H(M)]}{E(B^k)}$$

$$= \frac{E(\hat{B}^k)}{E(B^k)} \ (k = 1,2) \tag{2.71}$$

$$F^{(k)}(R) = \frac{\int_0^R x^k \, \mathrm{d}F(x) + R^k[1 - F(R)]}{E(X^k)} (k = 1,\ 2) \tag{2.72}$$

$$G^{(k)}(\rho P) = \frac{\int_0^{\rho P} s^k \, \mathrm{d}G(s) + (\rho P)^k[1 - G(\rho P)]}{E(S^k)} (k = 1,\ 2) \tag{2.73}$$

如果 S 服从复合泊松分布,并且假设

$$\begin{cases} E(S^2) \approx \mathrm{Var}(S) \\ \theta = \check{\theta} \\ H^{(2)}(M) \approx [^{H(1)}(M)]^2 \\ F^{(2)}(R) \approx [^{F(1)}(R)]^2 \\ G^{(2)}(\rho P) \approx [^{G(1)}(\rho P)]^2 \end{cases} \tag{2.74}$$

则表 2 - 2 可以简化为表 2 - 3。

表 2 - 3　简化后的自留额

再保险形式	自留额	$q_0 = \frac{E(S)}{u} \cdot V(S) \cdot \left(-\frac{\ln \varepsilon}{2}\right)$
成数再保险	α	$\frac{\theta}{\alpha}$
溢额再保险	M	$\frac{\theta}{H^{(1)}(M)}$

续 表

再保险形式	自留额	$q_0=\frac{E(S)}{u}\cdot V(S)\cdot\left(-\frac{\ln\varepsilon}{2}\right)$
超额赔款再保险	R	$\frac{\theta}{F^{(1)}(R)}$
赔付率 超赔再保险	ρP	约等于$\frac{\theta}{G^{(1)}(\rho P)}$

资料来源：谢志刚、韩天雄编著，风险理论与非寿险精算，南开大学出版社，2000 年 9 月第 1 版，第 352 页。

二阶矩估计法一般比较粗糙，因为它只利用了一阶矩和二阶矩的信息。但是当分保后总损失额$\hat{S}$服从正态分布时：

$$E(e^{r\hat{S}})=\exp[rE(\hat{S})+\frac{r^2}{2}\mathrm{Var}(\hat{S})] \tag{2.75}$$

$$\begin{aligned}\varphi(r)&=\ln[E(e^{-r\hat{Y}})]=\ln[e^{-r\hat{P}}\cdot E(e^{r\hat{S}})]\\&=-r\hat{P}+rE(\hat{S})+\frac{r^2}{2}\mathrm{Var}(\hat{S})\\&=-rE(\hat{Y})+\frac{r^2}{2}\mathrm{Var}(\hat{S})\end{aligned} \tag{2.76}$$

即当$\hat{S}$服从正态分布时，式(2.76)为精确式，即此时二阶估计矩法得到的是精确值。

（二）正态分布估计法

当$\hat{S}$服从正态分布时，我们能够得到精确解。但在实务中，$\hat{S}$完全服从正态分布的情形很少。如果保险人能知道$\hat{S}$的均值和方差，在标的数足够多时，根据中心极限定理，我们还是可以用正态分布来近似解决这个问题。

假定保险人可承受的最大破产概率为 ε，显然我们的目的是找到合适的自留额 R，使得分保后保险人破产发生的概率

$$
\begin{aligned}
& Pr[u+(P-\check{P})-\hat{S}<0] \\
&= Pr[\hat{S}>u+(P-\check{P})] \\
&= Pr\left[\frac{\hat{S}-E(\hat{S})}{\sqrt{\operatorname{Var}(\hat{S})}}>\frac{u+(P-\hat{P})-E(\hat{S})}{\sqrt{\operatorname{Var}(\hat{S})}}\right]<\varepsilon \qquad (2.77)
\end{aligned}
$$

根据中心极限定理，$\dfrac{\hat{S}-E(\hat{S})}{\sqrt{\operatorname{Var}(\hat{S})}}$ 近似服从正态分布，我们通过超额赔款再保险的一个例子来说明其应用。

例 2.1 某财产保险公司承保了 16 000 人的一年期人身意外伤害保险，数据如表 2 - 4 所示。

表 2 - 4 人身意外伤害保险数据

保险金额(b_k)	10 000 元	20 000 元	30 000 元	50 000 元	100 000 元
承保人数(n_k)	8 000	3 500	2 500	1 500	500

设每个个体的理赔相互独立，死亡概率 q_k 均为 0.02。公司打算设置一个自留额限额，对于高于这个限额的投保，该公司将进行分保，低于这个限额的投保将被保留。公司的一个决策准则是使自留的理赔总额加上再保险保费超过 8 250 000 元的概率最小。其中再保险保费为每单位 0.025（即每单位期望理赔额 0.02 的 125%）。我们把这一块业务看成是封闭的，即年内新售出的保单不进入这一决策过程。计算使公司自留理赔总额加再保险费用超过8 250 000元的概率最小的自留额限额，假定根据经验，已知它介于30 000元和 50 000 元之间①。

分析 公司的决策准则是使自留的理赔总额加上再保险保费

① N. L. Bewere 著，郑韫瑜、余跃年译，风险理论，上海科学技术出版社，1995 年 11 月第 1 版，第 43—45 页。

超过 8 250 000 元的概率最小。这里的 8 250 000 元我们可以理解为式(2.32)中的 $u+P$。

解 以 10 000 元为一个单位进行计算,设 R 为保险金额超过 3(万元)时的自留额限额,并令$\hat{S}$为自留额限额等于 R 时的自留理赔总额。这样,自留的保险业务组合如下(见表 2-5):

表 2-5 自留额数据

自留额(万元)	1	2	3	R
数量(n_k)	8 000	3 500	2 500	2 000

$$E(\hat{S}) = \sum_{k=1}^{4} n_k b_k q_k = 8\,000 \times 1 \times 0.02 + 3\,500 \times 2 \times 0.02$$
$$+ 2\,500 \times 3 \times 0.02 + 2\,000 \times R \times 0.02$$
$$= 450 + 40R$$

$$\mathrm{Var}(\hat{S}) = \sum_{k=1}^{4} n_k b_k^2 q_k (1 - q_k)$$
$$= 0.02 \times 0.98(8\,000 \times 1 + 3\,500 \times 4$$
$$+ 2\,500 \times 9 + 2\,000 \times R^2)$$
$$= 872.2 + 39.2R^2$$

除自留理赔总额$\hat{S}$而外,公司还需支出再保险保费。整个计划中的全部保险金额为

$$8\,000 \times 1 + 3\,500 \times 2 + 2\,500 \times 3 +$$
$$1\,500 \times 5 + 500 \times 10 = 35\,000(\text{万元})$$

自留部分为

$$8\,000 \times 1 + 3\,500 \times 2 + 2\,500 \times 3 + 2\,000 \times R = 22\,500 + 2\,000R$$

再保险部分为 $35\,000 - (22\,500 + 2\,000M) = 12\,500 - 2\,000R$,再

保险费用为$(12\,500-2\,000R)\times 0.025=312.5-50R$。因此，当自留额限额为$R$时，自留理赔总额加再保险费用为$\hat{S}+312.5-50R$，它超过825的概率为

$$P_r(\hat{S}+312.5-50R>825)=P_r(\hat{S}>512.5+50R)$$

$$=P_r\left[\frac{\hat{S}-E(\hat{S})}{\sqrt{\mathrm{Var}(\hat{S})}}>\frac{62.5+10R}{\sqrt{872.2+39.2R^2}}\right]$$

根据题意，要求上式的最小值，由正态分布的性质，只需求$(62.5+10R)/(872.2+39.2R^2)^{0.5}(*)$的最小值。根据最值的性质，令$\mathrm{d}(*)/\mathrm{d}R=0$，可求得$R=3.56$。即自留额限额为35 600时，公司自留理赔总额加再保险费用超过8 250 000元的概率最小。

二、调节系数模型

一个保险人若想减少某风险的索赔总额的波动性，可以通过再保险来增加其安全性，降低破产的概率。若一个再保险安排能够最大限度地降低破产概率，则可以认为这是最佳的再保险安排。

但由于破产概率往往无法直接计算，而调节系数是风险的衡量尺度，使其最大化不失为一个合理的决策目标，所以我们反过来考虑再保险对调节系数的影响。如果能够找到使调节系数值为最大的再保险安排，则最终破产概率的上限将被压缩至最低。我们这里仅考虑成数再保险和超额赔款再保险对调节系数的影响。

（一）成数再保险

设原保险人向投保人收取的附加保费率为θ，根据附录式(Ⅰ.6)，原保险人分保前收取的保费为

$$P=(1+\theta)\,E(S)=(1+\theta)\,m_1E(N) \qquad (2.78)$$

再保险人向原保险人收取的附加保费率为$\check{\theta}$，根据式(1.4)，

原保险人缴纳的再保险保费为

$$\check{P}=(1+\check{\theta})E(\check{S})=(1+\check{\theta})(1-\alpha)E(S)$$
$$=(1+\check{\theta})(1-\alpha)m_1E(N) \tag{2.79}$$

所以原保险人自留的保费为

$$\hat{P}=P-\check{P}=[(1+\theta)-(1+\check{\theta})(1-\alpha)]m_1E(N) \tag{2.80}$$

对原保险的附加保费率 θ、再保险的附加保费率 $\check{\theta}$ 和自留比例 α,一般有如下限制:

(1) $$\check{\theta}\geqslant\theta \tag{2.81}$$

即再保险的附加保费率不能小于原保险的附加保费率。否则,原保险人有可能将风险全部转嫁给再保险人,并从中获取一定的收益。

(2) 对原保险人来说,其自留保费必须超过预期的索赔,否则最终破产将不可避免。即

$$\hat{P}\geqslant E(\hat{S})=\alpha E(S)=\alpha m_1E(N)$$

根据式(2.80),也即

$$(1+\theta)-(1+\check{\theta})(1-\alpha)\geqslant\alpha$$

整理得

$$\alpha\geqslant\frac{\check{\theta}-\theta}{\check{\theta}} \tag{2.82}$$

式(2.82)指出了原保险人的最低自留额水平。

现在我们来考察原保险人进行再保险之后,其调节系数的变化。假定 S 服从复合泊松分布,根据式(1.26),再保险前原保险人

的调节系数 r 满足

$$\lambda + Pr = \lambda M_X(r) = \lambda \int_0^{\infty} e^{rx} f(x) \mathrm{d}x \qquad (2.83)$$

再保险后原保险人的调节系数(记为 $\hat{r}$)满足

$$\lambda + \hat{P}r = \lambda M_{\hat{X}}(r) \qquad (2.84)$$

其中 $M_{\hat{X}}(r)$表示$\hat{X}$的矩母函数。我们通过举例来说明其应用。

例 2.2 设某风险的总理赔额是泊松参数为 3 的泊松随机过程。单个理赔额服从均值为 1 的指数分布,原保险人决定购买成数再保险。如果(1) $\theta=\check{\theta}$;(2) $\theta=0.15,\check{\theta}=0.20$;(3) $\theta=0.10$, $\check{\theta}=0.30$。问在这三种情况下,保险人自留比例 α 分别为多大时,原保险人购买再保险之后的调节系数$\hat{r}$ 最大。

解 由式(2.80)知

$$\hat{P} = [(1+\theta) - (1+\check{\theta})(1-\alpha)] m_1 E(N)$$

(1) $\theta = \check{\theta}$ 时,$\hat{P} = 3(1+\theta)\alpha$,

$$M_{\hat{X}}(r) = E(e^{r\hat{X}}) = E(e^{r\alpha X}) = \int_0^{\infty} e^{r\alpha x}(e^{-x}) \mathrm{d}x = \frac{1}{1-r\alpha}$$

则由式(2.84)得

$$3 + 3(1+\theta)\alpha r = \frac{3}{1-r\alpha}$$

所以 $\hat{r} = \dfrac{\theta}{(1+\theta)\alpha}$

显然,对原保险人来说,自留比例 α 越小,调节系数$\hat{r}$ 越大,从而破产概率也就越小。若某种再保险类型不能使调节系数足够大,则需调整再保险类型以增大调节系数,降低风险。

(2) $\theta = 0.15$, $\check{\theta} = 0.20$ 时, $\hat{P} = 3(1.2\alpha - 0.05)$, 则由式(2.84)得

$$3 + 3(1.2\alpha - 0.05)r = \frac{3}{1 - r\alpha}$$

所以 $\hat{r} = \dfrac{4\alpha - 1}{24\alpha^2 - \alpha}$

根据式(2.82),对每一索赔,原保险人必须自留至少 25%。所以我们须在[0.25, 1]内找到使$\hat{r}$最大的 α 值。将$\hat{r}$对 α 求导并令其为 0 得

$$\frac{\mathrm{d}\hat{r}}{\mathrm{d}\alpha} = \frac{4(24\alpha^2 - \alpha) - (4\alpha - 1)(48\alpha - 1)}{(24\alpha^2 - \alpha)^2} = 0$$

则 $\qquad 4(24\alpha^2 - \alpha) - (4\alpha - 1)(48\alpha - 1) = 0$

整理得 $\qquad 96\alpha^2 - 48\alpha + 1 = 0$

在[0.25,1]内,α 有一正根 0.478 2。

所以使$\hat{r}$最大的 α 值为 0.478 2。

(3) $\theta = 0.10$, $\check{\theta} = 0.30$ 时, $\hat{P} = 3(1.3\alpha - 0.2)$,

则由式(2.84)得

$$3 + 3(1.3\alpha - 0.2)r = \frac{3}{1 - r\alpha}$$

所以 $\hat{r} = \dfrac{3\alpha - 2}{13\alpha^2 - 2\alpha}$

根据式(2.82),对每一索赔,原保险人必须自留至少 2/3。所以我们须在[2/3, 1]内找到使$\hat{r}$最大的 α 值。将$\hat{r}$对 α 求导并令其为 0 得

$$\frac{\mathrm{d}\hat{r}}{\mathrm{d}\alpha} = \frac{3(13\alpha^2 - 2\alpha) - (3\alpha - 2)(26\alpha - 2)}{(13\alpha^2 - 2\alpha)^2} = 0$$

整理得 $$39\alpha^2 - 52\alpha + 4 = 0$$

该方程的两个根为 1.251 4 和 0.082 0,所以在区间[2/3, 1]内没有转变点。在该区间内,作为 α 函数的 $\hat{r}$ 的值从 $\alpha = 2/3$ 时的 0 增长到 $\alpha = 1$ 的 0.090 9。所以使 $\hat{r}$ 最大的 α 值为 1。

这个例子表明,通过投保再保险来增加调节系数的值并不总是可能的。不过,当原保险人投保再保险时,还是减少了原保险人索赔总额的变动性。

(二) 超额赔款再保险

在超额赔款再保险下,根据式(1.9),有

$$E(\hat{X}) = \int_0^R x f(x) \mathrm{d}x + \int_R^\infty R f(x) \mathrm{d}x$$

$$= \int_0^R x f(x) \mathrm{d}x + R[1 - F(R)] \tag{2.85}$$

在损失分布中,一般把 $E(\hat{X})$ 记为 $E[X;R]$,并称之为有限期望函数。

$$M_{\hat{X}}(t) = E[\exp(t\hat{X})]$$

$$= \int_0^R \mathrm{e}^{tx} f(x) \mathrm{d}x + \mathrm{e}^{tR}[1 - F(R)] \tag{2.86}$$

类似地,根据式(1.10),有

$$E(\check{X}) = \int_R^\infty (x - R) f(x) \mathrm{d}x \tag{2.87}$$

$$M_{\check{X}}(t) = E[\exp(t\check{X})]$$

$$= F(R) + \int_M^\infty \mathrm{e}^{t(x-R)} f(x) \mathrm{d}x \tag{2.88}$$

于是再保险人收取的保费为

$$\check{P} = (1+\check{\theta})E(\check{S}) = (1+\check{\theta})\lambda E(\check{X}) \tag{2.89}$$

所以原保险人自留的保费为

$$\hat{P} = P - \check{P} = (1+\theta)\, m_1\lambda - (1+\check{\theta})\lambda E(\check{X}) \tag{2.90}$$

将式(2.86)和(2.90)代入式(2.84),即可以决定再保险后原保险人的调节系数$\hat{r}$。我们还是通过举例来说明其应用。

例 2.3 设某风险的总理赔额是泊松参数为 1 的泊松随机过程,单个理赔额服从(0,1)上的均匀分布。原保险人可以购买自留额 R 分别为 0, 0.1, 0.2, …, 1 的超额赔款再保险,且已知 $\theta=1$,计算$\check{\theta}$ 分别为1和1.4时原保险人购买再保险之后的调节系数$\hat{r}$。

解 由式(2.86)知

$$M_{\hat{X}}(t) = \int_0^R e^{tx} f(x)\,dx + e^{tR}[1-F(R)]$$

$$= \frac{e^{tR}-1}{t} + (1-R)e^{tR}$$

由式(2.87)知

$$E(\check{X}) = \int_R^1 (x-R)f(x)\,dx = \int_R^1 (x-R)\,dx = \frac{(1-R)^2}{2}$$

(1) $\check{\theta}=1$ 时,由式(2.90)得 $\hat{P} = 1-(1-R)^2$

则求解$\hat{r}$的方程为

$$1+[1-(1+R)^2]r = \frac{e^{rR}-1}{r} + (1-R)e^{rR} \tag{2.91}$$

(2) $\check{\theta}=1.4$ 时,由式(2.90)得 $\hat{P} = 1-1.2(1-R)^2$

则求解$\hat{r}$的方程为

$$1+[1-1.2(1+R)^2]r=\frac{e^{rR}-1}{r}+(1-R)e^{rR} \quad (2.92)$$

式(2.91)和(2.92)的解和比较见表2-6。

表2-6 不同R和$\check{\theta}$下的调节系数

R	调节系数$\hat{r}$	
	$\check{\theta}=1$	$\check{\theta}=1.4$
1.0	1.793	1.793
0.9	1.833	1.828
0.8	1.940	1.920
0.7	2.116	2.062
0.6	2.378	2.259
0.5	2.763	2.518
0.4	3.373	2.840
0.3	4.400	3.138
0.2	6.478	2.525
0.1	12.746	—
0.0	∞	—

从表2-6我们可以发现：当$\check{\theta}=\theta$时，调节系数$\hat{r}$随着自留额R的减小而增大(当R为0时，即原保险人将所有的风险转移给再保险人，自然不会破产，所以$\hat{r}\to\infty$)；当$\check{\theta}>\theta$时，调节系数$\hat{r}$增大到某个程度之后就急剧减小①。

---

① N. L. Bewere著，郑韫瑜、余跃年译，风险理论，上海科学技术出版社，1995年11月第1版，第133—135页。

第四节 四种自留额模型的比较分析

本章所讨论的四种自留额模型中，相对自留额模型和财务稳定系数模型是以方差或标准差作为风险度量的指标，而绝对自留额模型和调节系数模型则是以破产概率作为风险度量的指标，对这四种模型的优劣、实用性及其特点我们作一简单的分析。

一、模型的优劣判断

模型的优劣首先取决于模型选用的风险度量指标及其使用方式。与其他风险度量方式相比，方差的主要优势在于其数学特性和计算的便利性。但将方差作为风险度量的指标，却受到不少人的质疑。例如，有的学者认为，度量风险的方法中，半方差方法才是理论上最为完美的方式。

破产概率是一个比较保守的风险度量指标，但它可以作为度量保险人偿付能力的一种方式。在传统再保险中，保险人分出业务的目的是为了转移风险，而风险向再保险人转移则有助于提高保险人的偿付能力，因此用破产概率作为风险度量的指标与保险人寻求再保险的目的是相适应的。但由于破产模型过于复杂，无法根据破产概率直接求出相应的自留额，而只能利用调节系数间接地确定。由于破产概率并非由调节系数唯一决定，所以通过这种间接的方式确定的自留额往往并不是最优的。

二、模型的特点比较

在四种自留额模型中，相对自留额模型计算结果的准确性与

合理性比较高，但由于要对每类保险标的制定不同的自留额，这也大大增加保险人的工作量，而且计算结果在不同保险公司之间缺乏可比性，增加了保险部门监管的难度；财务稳定系数模型，适合于不同保险公司之间的比较，但它不适用于新开业保险公司的应用，计算过程也比较复杂；绝对自留额模型大大减少了保险人的计算量，有利于不同保险公司之间的比较及保险部门的监管，但风险单位的同质性如果不是很好，则计算结果会比较粗糙；调节系数模型虽然也是以破产概率作为风险度量的指标，但由于调节系数在不同保险公司之间的可比性不高，而且保险人一般不容易确定期望的调节系数水平，所以调节系数模型的应用范围比较小。

三、模型的实用性分析

从模型的计算结果来看，成数再保险的情形最为简单，一般都能计算出自留额的显式解。而其他的再保险方式则比较复杂，往往只能得出计算自留额的方程。同时，为了最后解出自留额的数值，在模型的推导过程中作了很多的假设，这些假设虽然简化了模型，但也很可能严重地影响了模型，或者说模型的适用范围受到了很大的限制。因此，保险人在应用自留额模型时，还须注意假设的有效性，必要时须对模型进行假设检验。否则，实际的自留额额度可能与模型的计算结果大相径庭。

第三章

再保险定价与准备金估算问题

对于比例再保险,再保险保费按原保险费率收取,无需另行厘定费率,而非比例再保险费率的厘定则比较复杂。我们以超额赔款再保险为例,进行分析。在超额赔款再保险中,附加费率的确定比较容易,而纯费率的确定却有很大的难度,需要考虑很多的因素。本章首先简单地介绍了再保险费率的含义及其影响因素,然后介绍了计算超额赔款再保险纯费率的杜马表格法和纯保费的损失分布法及损失分布模拟法,并提出了再保险保费的计算方法。最后,对再保险准备金的估算进行了分析和探讨。

第一节　再保险费率概述

与直接保险的保险费率一样,再保险费率也必须定得合适,才能在分出公司与分入公司之间建立起正常的再保险合同关系,实现分出公司与分入公司的利益分享和风险共担。要达到这一目标,首先必须明确再保险费率计算的基础及其影响因素。

一、再保险费率的构成

与直接保险一样,超额赔款再保险的费率,也由纯费率与附加

费率构成。通过前者收取的纯保费用于弥补因分入保险业务而分摊的赔款支出,通过后者收取的附加保费用于弥补费用支出和实现合理利润。

在直接保险业务中,费率制定若干年(通常3—5年)后,往往要根据有关情况进行调整。超额赔款再保险的费率制定后,也要根据实际情况进行调整,甚至根据当年的损失情况,在次年即进行费率调整。如2001年在美国发生"9·11"事件之后,国际再保险市场的费率很快就开始大幅度上涨。

二、赔款成本与再保险纯费率

超额赔款再保险的纯费率,其计算以赔款成本(Burning Cost)为基础。所谓赔款成本,是指超额赔款再保险的已付赔款和未决赔款(包括已发生而未报案的估计赔款)的总和,与分出公司的纯保费收入进行比较,所得的比率也就是初步的超额赔款再保险纯费率。用公式表示为

$$\text{再保险纯费率} = \frac{\text{分入公司净赔款额}}{\text{分出公司纯保费收入额}} \times 100\% \tag{3.1}$$

为了便于理解和计算,可以将(3.1)式分解为

$$\text{再保险纯费率} = \frac{\text{分入公司净赔款额}}{\text{分出公司净赔款额}} \times \frac{\text{分出公司净赔款额}}{\text{分出公司纯保费收入额}} \times 100\% \tag{3.2}$$

记再保险纯费率为RPR(Reinsurance Pure Rate),分入公司净赔款额与分出公司净赔款额的比率(称为超额损失因子[①])为

---

① Patrik G, Reinsurance, *Foundations of Casualty Actuarial Science* (Fourth Edition), CAS, 2001, pp. 367 - 369.

ELCF(Excess Loss Cost Factor),分出公司净赔款额与分出公司纯保费收入额的比率(称为原保险人允许的损失率)为 PCPLR (Primary Company Permissible Loss Ratio),则(3.2)式即

$$RPR = ELCF \times PCPLR \times 100\% \tag{3.3}$$

按照这个公式,只要求出分入公司所分摊的净赔款额占分出公司净赔款额的比率,就可以在原保险的保费损失率为已知的前提下计算出初步的超额赔款再保险纯费率。

按过去经验对将来进行预测,免不了会产生误差,同时考虑将来可能发生的不利变化,往往要对上述得到的初步再保险纯费率进行修正。修正公式如下:

$$RPR = ELCF \times PCPLR \times RCF \times 100\% \tag{3.4}$$

这里 RCF(Rate Correction Factor)称为修正率因子。

求出修正的再保险纯费率之后,与分出公司纯保费收入额相乘,即可以得到再保险纯保费。用公式表示为:

$$RPP = RPR \times PCP \tag{3.5}$$

这里 RPP 表示再保险纯保费(Reinsurance Pure Premium), PCP(Primary Company Premium)为分出公司保费收入额。

因此,再保险人在接受再保险业务之前,必须利用原保险人提供的统计资料,核算赔款成本,以便于决定再保险费率及承保条件。

三、影响超额赔款再保险费率的因素

一般来说,制定超额赔款再保险费率时,需要综合考虑以下因素:(1) 原保险人的保费收入和保险标的件数;(2) 保险标的最高责任限额和平均责任额;(3) 过去最大赔款和平均赔款金额;(4) 自负赔款额;(5) 超过自负赔款额的保险标的件数;(6) 原保险人业务的区域范围和地区分布情形;(7) 业务地区内的特殊地

形与承保风险的关系；(8) 承保范围内，可能造成责任累积的特殊发现的情形①；(9) 通货膨胀和汇率变动情形等等。

第二节　再保险纯费率的计算——杜马表格法

杜马曾在其《超额赔款》一书中通过对过去的赔款进行分析，利用表格对超额赔款再保险纯费率的厘定进行系统的演算，这种方法较为简单实用。赔款分析的第一步，是对某一险种的赔款进行全面的统计分析，如赔款规模及等级、赔款金额、赔款件数和平均赔款额等。在此基础上，即可以分析再保险人应承担赔款的比重。然后通过公式(3.3)求出初步的再保险纯费率，再进行修正。我们通过举例来说明其运用。

一、初步的再保险纯费率

例 3.1　有一家财险，其损失经验数据按赔款规模分组统计，如表 3－1 所示。

表 3－1　家财险损失数据

赔款规模(元)	赔款金额(元)	赔款件数	平均赔款额(元)
0—5 000	640 900	754	850
5 000—10 000	876 000	120	7 300
10 000—15 000	810 000	60	13 500

① 胡炳志著，再保险通论，武汉大学出版社，1996 年 9 月第 1 版，第 164 页。

续 表

赔款规模(元)	赔款金额(元)	赔款件数	平均赔款额(元)
15 000—25 000	440 000	20	22 000
25 000—35 000	155 000	5	31 000
35 000—50 000	40 000	1	40 000
总 计	2 961 900	960	3 085

试厘定此险种的分层费率。

解 我们首先根据原始数据,按照不同的起赔点,制定出超额赔款分析表 3-2。

表 3-2 超额赔款分析表

起赔点(元)	超过起赔点的赔款		自负赔款(元)	超额赔款(元)	超额赔款占总赔款的百分比
	金额(元)	件数			
0	2 961 900	960	0	2 961 900	100.00
5 000	2 321 000	206	1 670 900	1 291 000	43.59
10 000	1 445 000	86	2 376 900	585 000	19.75
15 000	635 000	26	2 716 900	245 000	8.27
25 000	195 000	6	2 916 900	45 000	1.52
35 000	40 000	1	2 956 900	5 000	0.17

注:在起赔点为 5 000 元时,自负赔款为 0—5 000 元之间的赔款 640 900 元与超过 5 000 元的 206 件赔款之和,即 640 900+5 000×206=1 607 900 元,其他的类似计算。

令 $M=5\,000$ 元,把各种可能的起赔点用 kM 表示,$k=0, 1, 2, \cdots$,分层超额赔款再保险各层所承担的责任即为两个起赔点之间的赔款额度,其中第一起赔点即分出公司责任限额,第二起赔点为分入公司责任限额。表 3-3 为每一再保险责任额度内的赔款占总赔款的百分比。

表 3-3　各种赔款幅度的百分比

分出公司责任限额	分入公司责任限额					
	1M	2M	3M	5M	7M	无限制
0M	56.41	80.25	91.73	98.48	99.83	100.00
1M	——	23.84	35.32	42.07	43.42	43.59
2M	——	——	11.48	18.23	19.58	19.75
3M	——	——	——	6.75	8.10	8.27
5M	——	——	——	——	1.35	1.52

这就是我们估计的各层的 ELCF。如果假定原保险人的一般损失率 PCPLR 为 60%，代入公式(3.3)，可以计算出初步的再保险纯费率。如表 3-4 所示。

表 3-4　初步的再保险纯费率(%)

分出公司责任限额	分入公司责任限额					
	2M	4M	6M	10M	14M	无限制
0M	33.85	48.15	55.04	59.09	59.90	60.00
2M	——	14.30	21.19	25.24	26.05	26.15
4M	——	——	6.89	10.94	11.75	11.85
6M	——	——	——	4.05	4.86	4.96
10M	——	——	——	——	0.81	0.91

二、修正的再保险纯费率

上述初步的再保险纯费率是按过去的经验对将来进行预测，显然误差难以避免，再考虑到将来可能发生的各种不利变化，需要按公式(3.4)进行修正。假定原保险费率有 5%的不足，

即 RCF＝1.05，代入公式(3.4)，可以计算出修正的再保险纯费率。如表3－5所示。

表3－5 修正的再保险纯费率(%)

分出公司责任限额	分入公司责任限额					
	1M	2M	3M	5M	7M	无限制
0M	35.54	50.56	57.79	62.04	62.90	63.00
1M	——	15.00	22.25	26.50	27.35	27.46
2M	——	——	7.23	11.49	12.34	12.44
3M	——	——	——	4.25	5.10	5.21
5M	——	——	——	——	0.85	0.96

三、有限期望函数的应用

有些时候，我们可能无法像例3.1那样，了解到原保险人非常详尽的损失统计资料，但如果我们能够知道损失数据的分布情况，则也可以借助损失分布来计算超额损失因子，然后根据公式(3.4)计算再保险纯费率。我们举一例说明。

例3.2 我们假定一险种的最大可能损失 MPL＝$10 000 000，起赔点(attachment point)为$1 000 000，再保险限额(reinsurance limit)为$4 000 000，原保险人允许损失率(PCPLR)为65%，分出人的费率有5%的不足。再假定损失额度与MPL的比值服从帕累托分布，其分布为

$$1-F(x)=Pr(X>x)=\begin{cases}\dfrac{\beta^{\alpha}}{(\beta+x)^{\alpha}}, & x<1\\ 0, & x\geqslant 1\end{cases}$$

其中损失规模 X 表示损失额占MPL的百分比，并且已知参

数 $\beta = 0.1$，$\alpha = 2$。计算该超额赔款再保险方式的纯费率 RPR①。

解 根据公式(Ⅱ.24)和(2.85)，容易计算出 X 的有限期望函数为

$$E[X;\ R] = \frac{\beta}{\alpha - 1}\left[1 - \left(\frac{\beta}{\beta + R}\right)^{\alpha - 1}\right] \tag{3.6}$$

则 $R = 1$（表示如果损失发生，平均损失大小占 MPL 的百分比）时，$E[X;\ 1] = 0.0909$；$R = 0.1$（表示如果损失发生，在 0—$1 000 000 范围内的平均损失）时，$E[X;\ 0.1] = 0.05$；$R = 0.5$（表示如果损失发生，在 0—$5 000 000 范围内的平均损失）时，$E[X;\ 0.5] = 0.0833$。

于是，超额损失因子

$$ELCF = \frac{E[X;\ 0.5] - E[X;\ 0.1]}{E[X;\ 1]} = \frac{0.0833 - 0.05}{0.0909} = 0.3663$$

所以，根据公式(3.5)，再保险纯费率

$$\begin{aligned} RPR &= ELCF \times PCPLR \times RCF \times 100\% \\ &= 0.3663 \times 0.65 \times 1.05 \times 100\% = 0.25 \end{aligned}$$

第三节　再保险纯保费的计算——损失分布法

如果掌握了原保险人非常详尽的损失统计资料，那么杜马表格法是计算超额赔款再保险纯费率的一种非常有效的方法，可以

① Patrik G, Reinsurance, *Foundations of Casualty Actuarial Science* (Fourth Edition), CAS, 2001, pp. 369 - 371.

得到不同起赔点下分层的纯费率。但要了解原保险人如此详尽的损失统计资料,有时会比较困难。如果能够知道原保险人赔付总额的损失分布情况,进而求出再保险人赔付总额$\check{S}$的损失分布,得到$\check{S}$的均值和方差,则可以根据保费计算的期望值原则、方差原则或标准差原则,直接求出再保险的纯保费。

假定在超额赔款再保险的情况下,自留额为 R 时,原保险人对第 i 次索赔的赔付金额为

$$\hat{X}_i = \min(X_i,\ R) \tag{3.7}$$

再保险人赔付的金额为

$$\check{X}_i = \max(0,\ X_i - R) \tag{3.8}$$

于是,原保险人的赔付总额可以表示为

$$\hat{S} = \hat{X}_1 + \hat{X}_2 + \cdots + \hat{X}_N \tag{3.9}$$

而再保险人的赔付总额可以表示为

$$\check{S} = \check{X}_1 + \check{X}_2 + \cdots + \check{X}_N \tag{3.10}$$

在通常情况下,如果 $F(R) > 0$,则$\check{X}_i$ 取 0 值的概率非 0。也就是说,我们把0作为了再保险人可能的赔付额。从实务来看,$\check{S}$的这种定义是变了形的,原保险人知道了N的观察值,而再保险人可能只知道在自留额 R 之上的索赔的次数,因为原保险人可以只向再保险人通知超过自留额的索赔。因此,作为(3.10)的一个替代式,我们可以用下式表示再保险人的赔付总额:

$$\check{S} = Y_1 + Y_2 + \cdots + Y_{N_K} \tag{3.11}$$

这里,随机变量 N_K 表示再保险人实际赔付的次数(非 0),而

$$Y=\begin{cases}\text{无定义}, & X\leqslant R\\ X-R, & X>R\end{cases} \tag{3.12}$$

类似式(Ⅰ.1),我们同样有以下两个假设:

(1) $Y_1, Y_2, \cdots$是同分布随机变量;

(2) 随机变量 $N_K, Y_1, Y_2, \cdots$相互独立。

显然,要确定$\check{S}$的分布,需要知道 N_K和 Y 的分布。

一、N_K的分布

令
$$N_K = I_1 + I_2 + \cdots + I_K \tag{3.13}$$

这里 $I_k(k=1, 2, \cdots, K)$ 是一个指示随机变量。如果第 k 次索赔时再保险人的赔付非 0,则 I_k 取值为 1;否则取值为 0。假定赔付超过自留额 R 的概率为 π, 则

$$P_r(I=1)=P_r(X>R)=\pi,$$
$$P_r(I=0)=1-\pi \tag{3.14}$$

于是 I 的矩母函数为

$$M_I(t)=\pi e^t+1-\pi \tag{3.15}$$

根据式(Ⅰ.8),则 N_K的矩母函数为

$$M_{N_K}(t)=M_N[\ln M_I(t)] \tag{3.16}$$

可见,只要知道 N 的矩母函数,就可以求得 N_K的矩母函数。再根据矩母函数与概率分布的一一对应关系,可以进而得出 N_K的分布情况。我们举例来说明。

例 3.3 在下列情况下,求出 N_K的分布[①]:

① 李晓林编著,风险统计,经济科学出版社,1999 年 11 月第 1 版,第 248—249 页。

(1) N 服从参数为 λ 的泊松分布；

(2) N 服从二项分布 $B(n, p)$；

(3) N 服从负二项分布 $NB(k, p)$。

解 (1) N 服从参数为 λ 的泊松分布时，其矩母函数为

$$M_N(t) = \exp[\lambda(e^t - 1)]$$

根据式(3.16)，则

$$\begin{aligned} M_{N_K}(t) &= \exp[\lambda(M_I(t) - 1)] \\ &= \exp[\lambda(\pi e^t - \pi)] \\ &= \exp[\lambda\pi(e^t - 1)] \end{aligned} \tag{3.17}$$

根据矩母函数与概率分布的一一对应关系，可以知道 N_K服从参数为 $\lambda\pi$ 的泊松分布。

(2) N 服从二项分布 $B(n, p)$时，其矩母函数为

$$M_N(t) = (pe^t + 1 - p)^n$$

根据式(3.16)，则

$$\begin{aligned} M_{N_K}(t) &= [pM_I(t) + 1 - p]^n \\ &= [p(\pi e^t + 1 - \pi) + 1 - p]^n \\ &= (p\pi e^t + 1 - p\pi)^n \end{aligned} \tag{3.18}$$

根据矩母函数与概率分布的一一对应关系，可以知道 N_K服从二项分布 $B(n, p\pi)$。

(3) N 服从负二项分布 $NB(k, p)$，其矩母函数为

$$M_N(t) = \left(\frac{p}{1 - qe^t}\right)^k$$

根据式(3.16)，则

$$M_{N_K}(t)=\left[\frac{p}{1-qM_I(t)}\right]^k$$

$$=\left[\frac{p}{1-q(1-\pi)-q\pi\mathrm{e}^t}\right]^k$$

$$=\left(\frac{p^*}{1-q^*\mathrm{e}^t}\right)^k \tag{3.19}$$

这里
$$p^*=\frac{p}{1-q+q\pi} \tag{3.20}$$

根据矩母函数与概率分布的一一对应关系，可知 N_K 服从负二项分布 $NB(k, p^*)$。

二、Y 的分布

根据式(3.12)，Y 表示在 $X>R$ 的条件下 $X-R$ 的条件分布，Y 的取值范围是 $Y>0$，不包含 $Y=0$。因此，当 $x>0$ 时，Y 的分布函数为

$$F_Y(x)=P_r(Y\leqslant x)=P_r(X-R\leqslant x\mid X>R)$$

$$=\frac{P_r(X-R\leqslant x,X>R)}{P_r(X>R)}$$

$$=\frac{F(x+R)-F(R)}{1-F(R)} \tag{3.21}$$

Y 的密度函数为

$$f_Y(x)=\frac{\mathrm{d}F_Y(x)}{\mathrm{d}x}=\frac{f(x+R)}{1-F(R)}\ (x>0) \tag{3.22}$$

或者记为
$$f_Y(y)=\frac{f(y+R)}{1-F(R)}\ (y>0) \tag{3.23}$$

可见,只要得到 X 的分布函数 $F(X)$后,就可以方便地得到实际赔付额 Y 的分布。

Y 的期望值为

$$E(Y)=\int_0^{\infty}\frac{yf(y+R)}{1-F(R)}\mathrm{d}y=\int_R^{\infty}\frac{(x-R)f(x)}{1-F(R)}\mathrm{d}x$$

$$=\int_R^{\infty}\frac{xf(x)}{1-F(R)}\mathrm{d}x-R \tag{3.24}$$

我们一般把 $E(Y)$记为 $e[X;R]$,并称之为剩余期望函数,它表示随机变量 X 比 R 的高出值的平均水平,也就是在 $X>R$ 的条件下求 $X-R$ 的期望值。显然

$$E(Y)=\frac{E(\check{X})}{1-F(R)} \tag{3.25}$$

例 3.4 在下列情况下,求出 Y 的分布:

(1) X 服从$(0, Q)$上的均匀分布;

(2) X 服从参数为 β 的指数分布;

(3) X 服从参数为 α 和 β 的帕累托分布。

解 (1) X 服从$(0, Q)$上的均匀分布时,根据式(3.23),Y 的密度函数为

$$f_Y(y)=\frac{f(y+R)}{1-F(R)}=\frac{1/Q}{1-\dfrac{R}{Q}}=\frac{1}{Q-R} \tag{3.26}$$

也即 Y 服从$(0, Q-R)$上的均匀分布。

(2) X 服从参数为 β 的指数分布时,根据式(3.23),Y 的密度函数为

$$f_Y(y)=\frac{f(y+R)}{1-F(R)}=\frac{\beta\mathrm{e}^{-\beta(y+R)}}{\mathrm{e}^{-\beta R}}=\beta\mathrm{e}^{-\beta y} \tag{3.27}$$

这表明 Y 仍然服从参数为 β 的指数分布。

(3) X 服从参数为 α 和 β 的帕累托分布时，根据式(3.23)，Y 的密度函数为

$$f_Y(y)=\frac{f(y+R)}{1-F(R)}=\frac{\dfrac{\alpha\beta^{\alpha}}{(\beta+y+R)^{\alpha+1}}}{\dfrac{\beta^{\alpha}}{(\beta+R)^{\alpha}}}$$

$$=\frac{\alpha\,(\beta+R)^{\alpha}}{[(\beta+R)+y]^{\alpha+1}} \tag{3.28}$$

所以，Y 服从参数为 α 和 $\beta+R$ 的帕累托分布。

三、$\check{S}$的分布

掌握了 N_K 和 Y 的分布，则可以根据式(Ⅰ.10)和(Ⅰ.11)，求出 $\check{S}$ 的均值和方差。我们举一例说明。

例 3.5 设某风险的总理赔额是泊松参数为 10 的泊松随机过程，单个理赔额服从(0, 2 000)上的均匀分布，保险人购买了自留额为 1 600 的超额赔款再保险。计算再保险人赔付总额的均值和方差。

解 由于 X 服从(0, 2 000)上的均匀分布，且 $R=1\,600$，容易求得

$$\pi=P_r(I=1)=P_r(X>1\,600)$$

$$=\frac{2\,000-1\,600}{2\,000}=0.2$$

再根据式(3.17)的结果，知道

$\check{S}$ 服从泊松参数为 $E(N_K)=10\times0.2=2$ 的复合泊松分布。

根据式(3.26)，Y 服从(0, 400)上的均匀分布，于是

$$E(Y) = 200,\ E(Y^2) = 53\ 333.33$$

根据式(Ⅰ.10)和(Ⅰ.11),可得

$$E(\check{S}) = E(N_K)E(Y) = 2 \times 200 = 400;$$

$$\mathrm{Var}(\check{S}) = E(N_K)\ E(Y^2) = 2 \times 53\ 333.33 = 106\ 667。$$

得到$\check{S}$的均值和方差后,则可以根据费率计算的期望值原则、方差原则或标准差原则,求出再保险的纯保费。如在本例中,假定按标准差原则计算再保险的纯保费,则其纯保费为

$$\begin{aligned} RPP &= E(\check{S}) + \sqrt{\mathrm{Var}(\check{S})} \\ &= 400 + 326.6 = 726.6 \end{aligned} \tag{3.29}$$

第四节 再保险纯保费的计算——损失分布模拟法

第三节中讨论的再保险纯保费计算方法——损失分布法,应用的前提条件是必须能够知道原保险人赔付总额的损失分布情况。如果损失分布未知,或者难以求出显示解,则需要先根据原始资料拟合出赔付总额的损失分布,然后采用模拟方法求出再保险人赔付总额的均值和方差,再根据保费计算的期望值原则、方差原则或标准差原则,求出再保险的纯保费。

一、损失分布模拟法的步骤

首先,对过去的损失资料用趋势因子和延展因子进行调整。

其次，根据调整后的损失资料，为损失频率和损失程度寻找合适的分布。对数正态分布、帕累托分布、威布尔分布等损失分布常用于数据的拟合，采用极大似然法或最小平方法。

第三，进行拟合优度检验，采用分位数匹配法、χ^2 检验或 Kolmogorov-Smirnov 法等。

第四，实施随机模拟之前，还必须估计所需的模拟次数。

第五，选择好了合适的损失频率和损失程度曲线及估计的模拟数之后，可以开始执行模拟过程。

最后，根据模拟的结果，计算出再保险人赔付总额的均值和方差，再根据保费计算的期望值原则、方差原则或标准差原则，求出再保险的纯保费。

二、实例说明

例 3.6① ALPHA 医院联合体（多个医疗机构的联盟，简写为 AHU）购买了一个多层的再保险计划，以应对可能出现的巨额医疗差错损失。AHU 对每一件赔案的自留额为 $3 000 000。第一层的再保险人对每一件赔案，承保超过 $3 000 000 后的 $3 000 000，并且每年的赔付限额为 $9 000 000。第二层的再保险人对每一件赔案，承保超过第一层再保险人赔付的 $3 000 000 后的 $3 000 000，并且每年的赔付限额为 $12 000 000。问如何对这两层再保险计划定价？（原始数据见表 3－6②、表 3－7、表 3－8、表 3－9、表 3－10）。

---

① Dmitry E. Papush, A Simulation Approach in Excess Reinsurance Pricing, CAS Reinsurance Call Papers, 1997, pp. 3－29.

② 表 3－6 中仅详细列出了 1983 年和 1992 年的数据，其他年份的数据未列出，而 1994 年和 1995 年的数据则由于不完善而未采用。

表 3-6 超过 $1 000 000 的已发生赔案@12/31/1995

趋势至 07/01/1997			趋势=4.4%				
赔案#	总的已发生损失	趋势因子	损失趋势	延展因子	趋势及进展损失	第一层超额损失	第二层超额损失
1983 年报告							
C83-0988	7 454 310	1.827	13 621 170	1.000	13 621 170	3 000 000	3 000 000
C83-0518	5 854 006	1.827	10 696 954	1.000	10 696 954	3 000 000	3 000 000
C83-0832	4 800 106	1.827	8 771 177	1.000	8 771 177	3 000 000	2 771 177
C83-0021	3 228 345	1.827	5 899 115	1.000	5 899 115		2 899 115
C83-0656	3 157 378	1.827	5 769 438	1.000	5 769 438		329 708
C83-0305	2 093 321	1.827	3 825 099	1.000	3 825 099		0
C83-0441	2 131 311	1.827	3 894 519	1.000	3 894 519		0
C83-0209	2 106 704	1.827	3 849 554	1.000	3 849 554		0
C83-0767	1 911 213	1.827	3 492 337	1.000	3 492 337		0
C83-0008	1 641 695	1.827	2 999 849	1.000	2 999 849		
C83-0390	1 500 234	1.827	2 741 360	1.000	2 741 360		
C83-0962	1 300 452	1.827	2 376 300	1.000	2 376 300		
C83-0481	1 198 792	1.827	2 190 538	1.000	2 190 538		
C83-0190	1 187 056	1.827	2 169 094	1.000	2 169 094		
C83-0271	1 137 370	1.827	2 078 303	1.000	2 078 303		
C83-0450	1 141 698	1.827	2 086 210	1.000	2 086 210		
C83-0393	1 103 989	1.827	2 017 306	1.000	2 017 306		

续 表

趋势至 07/01/1997			趋势＝4.4%				
赔案 #	总的已发生损失	趋势因子	损失趋势	延展因子	趋势及进展损失	第一层超额损失	第二层超额损失
1983 年报告							
C83－0468	1 095 040	1.827	2 000 954	1.000	2 000 954		
1983 年总报告						**9 000 000**	**12 000 000**
1992 年报告							
C92－0921	3 720 867	1.24	4 614 734	1.000	4 614 734	1 614 734	
C92－0691	3 032 036	1.24	3 760 424	1.075	4 042 456	1 042 456	
C92－0423	2 877 629	1.24	3 568 924	1.075	3 836 594	836 594	
C92－0802	2 376 103	1.24	2 946 916	1.075	3 167 934	167 934	
C92－0331	2 309 169	1.24	2 863 902	1.000	2 863 902		
C92－0669	2 240 742	1.24	2 779 038	1.075	2 987 465		
C92－0473	2 281 805	1.24	2 829 964	1.000	2 829 964		
C92－0698	2 217 662	1.24	2 750 413	1.075	2 956 694		
C92－0721	2 134 174	1.24	2 646 869	1.075	2 845 384		
C92－0205	2 074 380	1.24	2 572 710	1.075	2 765 663		
C92－0075	1 673 136	1.24	2 075 074	1.075	2 230 705		
1992 年总报告						**3 661 718**	**0**

表 3-7 已报告损失($000)

报告年	估算年											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	Ult.
1983				88 420	91 350	93 593	93 723	93 277	93 914	93 888	93 848	93 848
1984			66 200	69 814	70 282	72 664	72 591	72 397	71 077	71 213	71 575	71 575
1985		73 094	77 151	80 754	82 720	83 984	84 278	84 452	85 566	85 405	85 470	85 470
1986	43 357	48 147	51 946	54 388	55 248	56 209	57 079	57 239	56 747	56 859		56 859
1987	60 455	66 167	70 353	74 966	75 122	76 016	76 213	76 032	76 202			76 202
1988	62 839	65 756	79 543	73 818	76 470	76 333	75 521	75 700				75 700
1989	80 524	85 021	90 377	93 878	98 685	100 593	100 794					100 794
1990	60 507	66 776	71 690	73 010	76 054	77 195						77 349
1991	62 216	66 810	69 397	73 249	75 525							76 660
1992	57 860	63 610	69 004	71 596								75 288
1993	59 360	65 386	70 250									76 458
联系比率												
	1—2	2—3	3—4	4—5	5—6	6—7	7—8	8—9	9—10	10—11	11—Ult.	
1983				1.033	1.025	1.001	0.995	1.007	1.000	1.000	1.000	
1984			1.055	1.007	1.034	0.999	0.997	0.982	1.002	1.005	1.000	
1985		1.056	1.047	1.024	1.015	1.004	1.002	1.013	0.998	1.001		

续 表

联系比率											
	1—2	2—3	3—4	4—5	5—6	6—7	7—8	8—9	9—10	10—11	11—Ult.
1986	1.110	1.079	1.047	1.016	1.017	1.015	1.003	0.991	1.002		
1987	1.094	1.063	1.066	1.002	1.012	1.003	0.998	1.002			
1988	1.046	1.210	0.928	1.036	0.998	0.989	1.002				
1989	1.056	1.063	1.039	1.051	1.019	1.002					
1990	1.104	1.074	1.018	1.042	1.015						
1991	1.074	1.039	1.056	1.031							
1992	1.099	1.085	1.038								
1993	1.102	1.074									
最后3年	1.092	1.066	1.037	1.041	1.011	0.998	1.001	1.002	1.000	1.002	
最后5年	1.087	1.067	1.016	1.032	1.012	1.003	1.000	0.999	N/A	N/A	
5年中最好的3年	1.092	1.070	1.032	1.036	1.015	1.003	1.001	1.000	N/A	N/A	
选定值	1.092	1.070	1.035	1.036	1.013	1.002	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
累计值	1.272	1.165	1.088	1.052	1.015	1.002	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
报告百分数	78.6%	7.2%	6.0%	3.2%	3.4%	1.3%	0.2%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%

表 3-8 已赔付损失

报告年	估算年											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1983				**30 563**	37 828	46 321	52 139	60 068	68 701	75 438	81 548	86 053
1984			10 393	**17 962**	24 807	30 667	34 428	46 015	50 036	56 452	60 326	65 303
1985		2 234	17 436	**25 322**	42 617	47 263	54 168	57 949	66 211	70 764	75 231	
1986	211	802	11 621	**12 137**	18 960	27 539	33 747	37 267	41 887	45 711		
1987	166	830	13 212	**19 768**	27 687	36 160	41 669	50 569				
1988	390	2 269	19 637	**24 774**	34 030	45 975	51 405					
1989	726	2 448	24 402	**30 784**	39 690	62 815						
1990	507	1 818	24 083	**27 515**	33 241							
1991	381	1 408	19 560	25 554								
1992	466	1 212	21 501									
1993	430	1 510										
联系比率												
	1—2	2—3	3—4	4—5	5—6	6—7	7—8	8—9	9—10	10—11	11—Ult.	
1983				1.238	1.225	1.126	1.152	1.144	1.098	1.081	1.151	
1984			1.728	1.381	1.236	1.123	1.337	1.087	1.128	1.069	1.186	
1985		7.805	1.452	1.683	1.109	1.146	1.070	1.143	1.069	1.063	1.136	

续 表

联系比率												
	1—2	2—3	3—4	4—5	5—6	6—7	7—8	8—9	9—10	10—11	11—Ult.	
1986	3.801	14.490	1.044	1.562	1.452	1.225	1.104	1.124	1.091			
1987	5.000	15.918	1.496	1.401	1.306	1.152	1.214	0.000				
1988	5.818	8.654	1.262	1.374	1.351	1.118	0.000					
1989	3.372	9.969	1.262	1.289	1.583	0.000						
1990	3.586	13.247	1.143	1.208	0.000							
1991	3.696	13.892	1.306	0.000								
1992	2.601	17.740	0.000									
1993	3.512	0.000										
最后3年	3.269	14.960	1.237	1.290	1.413	1.165	1.129	1.118	1.096	1.071		
最后5年	3.353	12.701	1.294	1.367	1.360	1.153	1.175	1.124	N/A	N/A		
5年中最好的3年	3.490	12.369	1.277	1.355	1.370	1.140	1.157	1.133	N/A	N/A		
选定值	3.500	12.500	1.280	1.350	1.370	1.150	1.160	1.120	1.100	1.070	1.170	
累积值	213.098	60.885	4.871	3.805	2.819	2.057	1.789	1.542	1.377	1.252	1.170	
优先期中支付的百分数	0.5%	1.2%	18.9%	5.7%	9.2%	13.1%	7.3%	8.9%	7.8%	7.3%	5.6%	14.5%

表 3-9　已赔付次数

报告年	估算年 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	Ult.
1983					354	401	433	466	488	503	511	542
1984				212	265	311	341	379	403	417	443	470
1985			116	176	230	375	313	347	385	390	397	421
1986		51	85	116	145	182	222	260	274	285		307
1987	32	67	105	164	217	251	281	306	324			359
1988	28	59	110	162	208	249	269	296				348
1989	46	101	163	227	269	312	343					443
1990	26	79	125	166	195	234						333
1991	20	63	104	142	175							298
1992	25	56	111	156								330
1993	29	60	102									304
联系比率												
	1—2	2—3	3—4	4—5	5—6	6—7	7—8	8—9	9—10	10—11	11—Ult.	
1983					1.133	1.080	1.076	1.047	1.031	1.016	1.000	
1984				1.250	1.174	1.096	1.111	1.063	1.035	1.062	1.060	
1985			1.517	1.307	1.630	0.835	1.109	1.110	1.013	1.018		

续 表

联系比率											
	1—2	2—3	3—4	4—5	5—6	6—7	7—8	8—9	9—10	10—11	11—Ult.
1986		1.667	1.365	1.250	1.255	1.220	1.171	1.054	1.040		
1987	2.094	1.567	1.562	1.323	1.157	1.120	1.089	1.059			
1988	2.107	1.864	1.473	1.284	1.197	1.080	1.100				
1989	2.196	1.614	1.393	1.185	1.160	1.099					
1990	3.038	1.582	1.328	1.175	1.200						
1991	3.150	1.651	1.365	1.232							
1992	2.240	1.982	1.405								
1993	2.069	1.700									
最后3年	2.486	1.778	1.366	1.197	1.186	1.100	1.120	1.074	1.026	N/A	
最后5年	2.539	1.706	1.393	1.240	1.194	1.071	1.116	1.067	N/A	N/A	
5年中最好的3年	2.491	1.655	1.388	1.234	1.186	1.100	1.107	1.059	N/A	N/A	
选定值	2.500	1.710	1.410	1.240	1.200	1.100	1.100	1.060	1.030	1.015	1.060
累积值	12.748	5.099	2.982	2.115	1.706	1.421	1.292	1.175	1.108	1.076	1.060
优先期中支付的百分数	7.8%	11.8%	13.9%	13.7%	11.3%	11.7%	7.0%	7.7%	5.1%	2.7%	7.1%

表 3 - 10 统计数据

索赔趋势=4.4%						
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
报告年	FTE 值	最终赔付的次数	索赔频率	趋势和延展的最终索赔次数> $3M	概率（赔付额> $3M）	第二层中的趋势和延展损失@12/95
1983		542		9	1.66%	12 000 000
1984		470		7	1.49%	0
1985	762.14	421	0.552	13	3.09%	4 082 847
1986	798.19	307	0.384	7	2.28%	0
1987	773.70	359	0.464	5	1.39%	0
1988	834.66	348	0.417	1	0.29%	0
1989	861.21	443	0.515	6	1.35%	3 914 229
1990	836.91	333	0.397	3	0.90%	0
1991	859.55	298	0.347	0	0.00%	0
1992	834.09	330	0.396	4	1.21%	0
1993	813.45	304	0.374	0	0.00%	0
	所有年平均		0.427	1983—1993 年平均	1.24%	
				1983—1989 年平均	1.65%	
选定值			0.40		1.50%	
1997 年估计值	**840.00**	333		5.00		

注意：(2)为 AHU 的 FTE 值，(3)来自表 3 - 9，(4)=(3)/(2)
(5)和(7)来自表 3 - 7，(6)=(5)/(3)

（一）调整损失资料

1. 趋势因子的计算

首先根据原始资料表3-7和表3-9列出表3-11的第(2)和(3)列，然后计算出第(4)和(5)列。根据第(1)和(5)列的数据，计算得其相关系数为0.893，即高度相关，因此可以预计其满足一元线形回归：$Y = a + bX$。接下来，需要计算常数项a和回归系数b。

根据一元线形回归的知识，很容易求出$a = -79.6070$，$b = 0.0427$。然后对回归系数b进行显著性检验，一般是通过回归系数b的t值检验，来验证变量X与Y之间是否存在"真实的"线性关系。容易计算出回归系数b的t值：

$$t_b = \frac{b}{S_b} = \frac{b\sqrt{\sum (X-\overline{X})^2}}{S_Y} = \frac{0.0427 \times \sqrt{110}}{0.0769} = 5.8237$$

假定显著性水平$\alpha = 0.05$，在自由度$df = 9$时，查t分布表，得临界值$t_{\alpha/2} = 2.2622 < t_b$，表明回归系数$b=0$的可能性小于5%。因此，可以接受$X$与$Y$之间的线性关系：$Y = -79.6070 + 0.0427X$。则每年的趋势因子为$\exp\{0.0427\} - 1 = 4.40\%$。

表3-11 趋势估计

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
报告年(X)	最终损失	最终赔付次数	最终平均损失额	取对数(Y)	预测平均损失额
1983	93 848	542	173.26	5.154 8	169.94
1984	71 575	470	152.42	5.026 7	177.36
1985	85 470	421	203.10	5.313 7	185.10
1986	56 859	307	185.43	5.222 7	193.18
1987	76 202	359	212.23	5.357 7	201.62
1988	75 700	348	217.72	5.383 2	210.42

续 表

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
报告年 (X)	最终损失	最终赔付次数	最终平均损失额	取对数(Y)	预测平均损失额
1989	100 794	443	227.42	5.426 8	219.61
1990	77 349	333	232.56	5.449 2	229.20
1991	76 660	298	256.83	5.548 4	239.20
1992	75 288	330	228.19	5.430 2	249.65
1993	76 458	304	251.36	5.526 9	260.55
回归结果					
(7) 常数项(a)			−79.607 0		
Y 估计值的标准差			0.076 9		
R^2			0.790 4		
观察数 n			11		
自由度 $df(=n-2)$			9		
(8) X 的系数(b)			0.042 7		
(9) 每年的趋势因子			4.40%		

注意：(2)来自表 3－7，(3)来自表 3－9
(4)＝(2)/(3)，(5)＝ln{(4)}
(6)＝exp{(7)＋(1)×(8)}
(9)＝exp{(8)}－1

2．延展因子的选择

由于某些超过$1 000 000 的个体索赔到 1995 年 12 月 31 日仍未结案，使得其最终的价值与所观察的准备金价值不同，因此需要用延展因子进行调整，对于已结案的索赔则不必调整。

根据表 3－7 和表 3－8 计算出表 3－12 的上半部分，最后选定延展因子为 1.075。

表 3－12　在第四个估算年未结案的损失表($000)

报告年	估算年							
	4	5	6	7	8	9	10	11
1983	57 857	60 787	63 030	63 160	62 714	63 351	63 325	63 285
1984	51 852	52 320	54 702	54 629	54 435	53 115	53 251	53 613
1985	55 432	57 398	58 662	58 956	59 130	60 244	60 083	60 148
1986	42 251	43 111	44 072	44 942	45 102	44 610	44 722	
1987	55 198	55 354	56 248	56 445	56 264	56 434		
1988	49 044	51 696	51 559	50 747	50 926			
1989	63 094	67 901	69 809	70 010				
1990	45 495	48 539	49 680					
	4—5	5—6	6—7	7—8	8—9	9—10	10—11	11—ult
1983	1.051	1.037	1.002	0.993	1.010	1.000	0.999	1.000
1984	1.009	1.046	0.999	0.996	0.976	1.003	1.007	1.000
1985	1.035	1.022	1.005	1.003	1.019	0.997	1.001	
1986	1.020	1.022	1.020	1.004	0.989	1.003		
1987	1.003	1.016	1.004	0.997	1.003			
1988	1.054	0.997	0.984	1.004				
1989	1.076	1.028	1.003					
1990	1.067	1.024						
最后 3 年	1.066	1.016	0.997	1.001	1.004	1.001	1.004	
最后 5 年	1.044	1.017	1.003	1.001	0.999	N/A	N/A	
5 年中最好的 3 年	1.047	1.021	1.004	1.001	0.996	N/A	N/A	
选定值	1.050	1.020	1.003	1.001	1.000	1.000	1.000	1.000
最终值	1.075	1.024	1.004	1.001	1.000	1.000	1.000	1.000

（二）选择损失分布

1. 索赔次数分布的选择

负二项分布的方差大于均值，在非寿险精算中常用于拟合个体索赔金额差距较大的情形，本例中也采用负二项分布拟合索赔次数。为了估计负二项分布的两个参数 k 和 p，需要计算超过 \$3 000 000 的索赔的期望值。

首先，根据历史信息来计算 1997 年的 FTE（Full Time Equivalent）值，它是一种标准化的风险计量单位值。根据 1985—1993 年的几何平均增长率 0.818%，计算出 1997 年的 FTE 值为 840，见表 3 - 13。

然后，采用矩估计法来估计负二项分布的两个参数 k 和 p。对于式（Ⅰ.14）表示的负二项分布，根据式（Ⅰ.15）和式（Ⅰ.16），容易得出 k 和 p 的矩估计为

$$\begin{cases} \hat{p} = \dfrac{E(N)}{\mathrm{Var}(N)} \\ \hat{k} = \dfrac{E^2(N)}{\mathrm{Var}(N) - E(N)} \end{cases} \tag{3.30}$$

根据表 3 - 13 的计算，可以得出 $\hat{p} = \frac{1}{4.46}$。但由于我们采用了趋势因子和延展因子对数据进行了调整，因此存在参数风险①。超额索赔次数的实际波动幅度可能超过表 3 - 13 计算的结果。因此，我们选择的 $\hat{p}$ 值为 $\frac{1}{6}$，或者 0.167，进而选择 $\hat{k}$ 的值为 1。

① 对参数风险问题的处理，参见 Meyers, G："An Introduction to the Competitive Market Equilibrium Risk Load Formula"。

表 3-13　索赔次数分布分析

(1)	(2)	(3)	(4)
报告年	FTE 值	趋势和延展的最终索赔次数(>$3M)	索赔次数(>$3M)@1997 年风险
1985	762.14	13	14.328
1986	798.19	7	7.367
1987	773.70	5	5.428
1988	834.66	1	1.006
1989	861.21	6	5.852
1990	836.91	3	3.011
1991	859.55	0	0.000
1992	834.09	4	4.028
1993	813.45	0	0.000
1997 年估计值	840.00		
(5)	所有年的平均值		4.558
(6)	所有年的方差		20.327
(7)	方差与均值的比率		4.46

注意：(2)来自表 3-10，(3)来自表 3-11
(4)=(3)×840/(2)(840 是估计的 1997 年 FTE 值)
(5)和(6)根据第(4)列计算

2. 选择损失程度分布并进行拟合优度检验

为了选择损失程度分布，我们采用极大似然法来拟合个体的索赔数据曲线。但存在的问题是，有时我们仅仅知道超过 \$1 000 000 的个体索赔，而没有完整的历史信息集。为此，我们将极大似然函数变化为如下形式：

$$L = \frac{\prod_i f(x_i, \Lambda)}{1 - F(t_i, \Lambda)} \tag{3.31}$$

这里 Λ 为分布函数的参数集合(如对数正态分布中，Λ 代表两

个标准的参数 μ 和 σ），$f(x_i, \Lambda)$为损失程度分布的密度函数，$F(t_i, \Lambda)$为分布函数，t_i为选择的临界点（如，对于 1983 年的个体索赔，其调整后的临界点为 \$1 000 000 × 1. 827 × 1. 000 = \$1 827 000。）极大似然估计的目标就是找到合适的参数集 Λ_0，使得函数(3. 31)最大。

为了找到最优的拟合结果，最好采用不同的损失分布类型以及不同的临界点对数据进行拟合，以便于比较。在本例中，我们采用了帕累托分布和对数正态分布进行拟合[①]。拟合的结果详见表 3 - 14。

表 3 - 14 损失程度曲线拟合结果

分布名称	帕累托	对数正态	帕累托-2	对数正态-2	对数正态-2.5
分布类型	帕累托	对数正态	帕累托	对数正态	对数正态
数据拟合	所有索赔	所有索赔	超过 200 万的索赔	超过 200 万的索赔	超过 250 万的索赔
参数估计	$\beta = 4\ 978\ 593$	$\mu = 13.580$	$\beta = 4\ 625\ 321$	$\mu = 14.979$	$\mu = 15.059$
	$\alpha = 6.313$	$\sigma^2 = 0.861$	$\alpha = 6.524$	$\sigma^2 = 0.371$	$\sigma^2 = 0.356$

为了找出最合适的分布，我们采用分位数匹配法来鉴别，即将根据拟合的损失分布计算出的理论超额概率与经验值进行比较。详见表 3 - 15。显然，对数正态- 2 拟合的结果与经验值的差别最小，所以在五种拟合的损失分布中，对数正态- 2 是最优的。

---

① 由于原始资料中没有提供 1983—1993 年赔付的详细数据，所以这里无法对损失分布的拟合过程详细推演。实际上，本节介绍的损失分布模拟法侧重于讨论方法的模拟过程，而不是讨论再保险纯保费的具体定价方法。采用极大似然估计法，对数正态分布的两个参数有显式解，而帕累托分布的两个参数没有显式解，需要采用数值计算方法求解。参见：王晓军等编著，保险精算学，中国人民大学出版社，1995 年 12 月第 1 版，第 406—408 页及第 425 页。对于部分保险数据分布的拟合，也可以参考：王晓军等编著，保险精算学，中国人民大学出版社，1995 年 12 月第 1 版，第 424—428 页。

表 3 - 15 损失程度曲线拟合结果

X	经验值	帕累托	对数正态	帕累托-2	对数正态-2	对数正态-2.5
	Prob{ X>x }					
2 000 000		11.86%	14.04%	9.59%	89.76%	93.92%
2 500 000		7.66%	9.05%	5.97%	74.74%	82.13%
3 000 000		5.09%	6.06%	3.83%	56.93%	65.83%
3 500 000		3.47%	4.19%	2.53%	40.48%	48.98%
4 000 000		2.42%	2.98%	1.72%	27.39%	34.42%
4 500 000		1.72%	2.17%	1.19%	17.91%	23.21%
5 000 000		1.24%	1.61%	0.84%	11.45%	15.19%
6 000 000		0.68%	0.93%	0.44%	4.51%	6.17%
7 000 000		0.39%	0.56%	0.24%	1.74%	2.42%
Prob{ X>x | X>2 000 000 }						
2 000 000	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
2 500 000	79.25%	64.61%	64.46%	62.21%	83.27%	87.45%
3 000 000	63.21%	42.94%	43.19%	39.97%	63.43%	70.10%
3 500 000	45.29%	29.25%	29.88%	26.41%	45.09%	52.15%
4 000 000	27.36%	20.37%	21.23%	17.89%	30.51%	36.65%
4 500 000	16.04%	14.47%	15.44%	12.38%	19.95%	24.71%
5 000 000	11.32%	10.46%	11.44%	8.74%	12.76%	16.17%
6 000 000	4.72%	5.72%	6.60%	4.59%	5.02%	6.57%
7 000 000	1.96%	3.30%	4.02%	2.55%	1.94%	2.57%
Prob{ X>x | X>2 500 000 }						
2 500 000	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
3 000 000	79.77%	66.46%	67.00%	64.25%	76.17%	80.15%
3 500 000	57.15%	45.28%	46.35%	42.45%	54.16%	59.64%
4 000 000	34.53%	31.54%	32.94%	28.75%	36.64%	41.91%
4 500 000	20.24%	22.40%	23.95%	19.91%	23.96%	28.25%
5 000 000	14.28%	16.19%	17.75%	14.06%	15.32%	18.49%
6 000 000	5.95%	8.86%	10.25%	7.38%	6.03%	7.51%
7 000 000	2.48%	5.11%	6.24%	4.10%	2.33%	2.94%

对拟合结果合理性的检验，可以采用 χ^2 检验法。检验结果见表 3-16。由于检验的统计值 3.775 小于 10% 的 $\chi^2(7)$ 值 12.017，表明这一拟合是可以接受的。

表 3-16 拟合优度检验

范围		索赔次数		χ^2
从	到	经验值	对数正态-2	
2 000 000	2 500 000	22.00	17.74	1.023
2 500 000	3 000 000	17.00	21.03	0.772
3 000 000	3 500 000	19.00	19.43	0.010
3 500 000	4 000 000	19.00	15.46	0.811
4 000 000	4 500 000	12.00	11.19	0.059
4 500 000	5 000 000	5.00	7.63	0.907
5 000 000	6 000 000	7.00	8.20	0.176
6 000 000	无穷大	5.00	5.32	0.019
		106	106	3.775
		自由度		7
		$\chi^2(7)$5%的临界值		14.067
		$\chi^2(7)$ 10%的临界值		12.017

（三）估计所需的模拟次数

在开始模拟过程之前，需要估计为了达到预定的目标所需的模拟次数。由于定价理念的差异，不同的人会选择不同的目标。这里我们仅仅估计再保险人的期望损失成本，即总体损失分布的一阶矩①。

① 如果使用更高阶矩，则所需的模拟次数可能相当高。

表 3－17　随机模拟表

	索赔次数分布：负二项分布					损失程度分布：对数正态分布				
	参　数	p k		0.167 1		参　数	μ σ^2		14.979 0.371	
索赔次数	14									
赔案	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
总计数	3 220 292	7 365 376	3 324 321	4 977 541	3 079 357	6 009 490	3 117 650	4 010 786	4 590 674	4 480 066
自留额	3 000 000	3 000 000	3 000 000	3 000 000	3 000 000	3 000 000	3 000 000	3 000 000	3 000 000	3 000 000
第一层超额	220 292	3 000 000	324 321	1 977 541	79 357	3 000 000	117 650	280 839	0	0
第二层超额	0	1 365 376	0	0	0	9 490	0	729 947	1 590 674	1 480 066
赔案	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
总计数	3 674 992	3 346 734	5 064 726	3 929 901	0	0	0	0	0	0
自留额	3 000 000	3 000 000	3 000 000	3 000 000	0	0	0	0	0	0
第一层超额	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
第二层超额	674 992	346 734	2 064 726	929 901	0	0	0	0	0	0
第一层超额	9 000 000									
第二层超额	9 191 906									

在阐述方法之前，先要对某些术语进行定义。"一次模拟"的结果等同于两层再保险人在一年的期限内总损失的经验值。表3-17列示了一次模拟的结果。模拟的步骤如下：

首先，对于超过300万的索赔，产生一个随机数n，这个数字取自于前面提到的负二项分布；其次，产生这n次的赔付额数据，这n个数据(超过300万)取自于对数正态-2分布①；再次，将每一次的赔付额数据在两层再保险人之间分配。那么，每一层再保险人总的损失就等于将这n个数据合适的部分加总。

对两层再保险人的年度总损失，我们重复N次独立的模拟，作为一个容量为N的样本，取该样本均值$\overline{X}$作为再保险人期望损失成本的估计值。如果N足够大，则可以根据中心极限定理来估计$\overline{X}$与年度总损失的真实期望值μ之间的差异。即按照中心极限定理

$$\frac{\overline{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{N}} \sim N(0,\ 1)$$

式中：σ为年度总损失的标准差。

则在95%的置信水平下，有

$$|\overline{X}-\mu| \leqslant 1.96 \cdot \sigma/\sqrt{N} \tag{3.32}$$

现在，如果对$\overline{X}$与μ之间的差异选择一个可以接受的度T，使得经过N次模拟之后，有95%的把握可以确保$|\overline{X}-\mu| \leqslant T$。则对$N$的估计值为

$$N \geqslant (1.96 \cdot \sigma/T)^2 \tag{3.33}$$

为了便于应用，这里σ和T必须预先估计。

---

① 对随机模拟方法的讨论，可以参见：李中杰著，非寿险精算学，河南科学技术出版社，1996年12月第1版，第272—300页。

对再保险合同定价时，精算师通常知道一个建议的价格，这有助于确定 T。即便精算师不知道预期的保费数量，也可以先实施次数相对较小的模拟（如 1 000 次模拟），根据其样本均值来合理地选择 T。这一方法也可以用于 σ 的选择。

在本例中，经过 1 000 次模拟之后，结果如下：

对第一层再保险人，$\overline{X} = \$4\,532\,000 \quad \sigma = \$3\,510\,000$

对第二层再保险人，$\overline{X} = \$1\,788\,000 \quad \sigma = \$3\,403\,000$

选择 $T = \$50\,000$，估计 $\sigma = \$3\,500\,000$，代入公式(3.33)，得

$$N \geqslant (1.96 \times 3\,500\,000/50\,000)^2 = 18\,824$$

则在 95%的置信水平下，对年度总损失实施 20 000 次模拟，可以确保该样本均值与真实的年度总损失期望值之间的差异不超过 \$50 000。

（四）超额损失分布的模拟结果

经过 20 000 次模拟之后，其结果详见表 3 - 18。

表 3 - 18　模拟统计结果

模拟次数＝20 000		
名　　称	第一层超额	第二层超额
最小值	0	0
最大值	9 000 000	12 000 000
平均值	4 481 577	1 779 283
标准差	3 498 020	3 433 117
方　差	1.224E+13	1.179E+13
偏斜度	0.092	2.017
峰　度	1.444	5.803

应用公式(3.32)，可以修正对 $|\overline{X}-\mu|$ 的估计。对第一层再保险人，有

$$| 4\,481\,577 - \mu_1 | \leqslant 1.96 \times 3\,498\,020/\sqrt{20\,000} = 48\,480$$

这里 μ_1 为第一层再保险人年度总损失的期望值。

对第二层再保险人，有

$$| 1\,779\,283 - \mu_2 | \leqslant 1.96 \times 3\,433\,117/\sqrt{20\,000} = 47\,580$$

这里 μ_2 为第二层再保险人年度总损失的期望值。

所以，根据保费计算的期望值原则，\$4 481 577 和 \$1 779 283 可以分别作为第一层和第二层再保险人收取的再保险纯保费。

第五节 再保险保费的计算

一、再保险保费的计算方法

按照公式(3.5)或(3.29)计算，得到的仅仅是再保险的纯保费。而在再保险业务中，再保险人还须支付再保险佣金、经纪人费用、本身业务费用开支，并实现合理的利润回报。考虑到这些开支，则再保险保费可以按下式计算[①]：

$$RP = \frac{RPP \times RDF}{(1 - RCR - RBF) \times (1 - RIXL) \times (1 - RTER)} \tag{3.34}$$

式中：RP(Reinsurance Premium)表示再保险保费；

RDF(Reinsurance Loss Payment Discount Factor)表示再保险损失折现系数；

---

① Patrik G, Reinsurance, *Foundations of Casualty Actuarial Science* (Fourth Edition), CAS, 2001, p. 359.

RCR(Reinsurance Ceding Commission Rate)表示再保险人的佣金费率；

RBF(Reinsurance Brokerage Fee)表示经纪人费用率；

RIXL(Reinsurer's Internal Expense Loading)表示再保险人的内部费用附加率；

RTER(Reinsurer's Target Economic Return)表示再保险人的目标利润回报率。

例 3.7[①] 假定在例 3.6 中，以下数据已知，见表 3-19。则根据公式(3.34)，可以求出两层再保险人各自收取的保费分别为 \$4 313 425和 \$1 445 770。

表 3-19 再保险保费的计算

	第一层再保险人	第二层再保险人
再保险纯保费(RPP)	\$4 481 577	\$1 779 283
再保险损失折现系数(RDF)	0.75	0.55
佣金费率(RCR)	0	0
经纪人费用率(RBF)	5.00%	5.00%
内部费用附加率(RIXL)	3.50%	5.00%
目标利润回报率(RTER)	15.00%	25.00%
再保险保费(RP)	**\$4 313 425**	**\$1 445 770**

二、再保险保费的计收方法

实务中，关于再保险保费的计收，有变动再保险费率和固定再保险费率两种方法。

---

① Dmitry E. Papush, A Simulation Approach in Excess Reinsurance Pricing, CAS Reinsurance Call Papers, 1997, p. 30.

(一) 变动再保险费率

所谓变动再保险费率,是指由分出公司与分入公司在订立再保险合同时,共同协商确定的受实际赔款和保费收入影响的再保险费率。这是一种将再保险费率与分出公司的业务数量和业务质量挂钩并进行调整的方法。

在用变动再保险费率方法收取再保险保费时,分出公司要先按规定的某个费率缴纳再保险保费,分出公司最终缴纳的再保险保费不得低于这一数字,对应的这个费率称为最低费率①。最低费率的规定,确保了再保险人在合同期内无赔款成本的保费收入,这无疑是合理的,因为再保险人已向原保险人提供了再保险保障。反之,最高费率的规定,则可以将原保险人的再保险保费控制在某一适度的范围内。如果没有最高费率的限制,在合同期内发生巨额赔款时,有可能将原保险人的保费收入大部分消耗殆尽,再保险将失去其意义,故有最高费率的规定。规定最低费率和最高费率,是为了根据实际发生的赔款来调整再保险保费,即按赔款计算。如果费率低于最低费率,则按最低费率收费;如果费率高于最高费率,则按最高费率计算;如果求出的费率在最低费率和最高费率之间,则按实际费率计算②。

实务中,再保险费率并不是用单独一个年度的赔款来确定的,而是以前几个年度的平均损失统计数字为计算基础。常用的超额赔款再保险的费率计算方法有一年法、前三年(或五年)平均法、三年风险分散法和三年共同法等四种③。

(二) 固定再保险费率

所谓固定再保险费率,是指由分出公司与分入公司在订立再

① 有的再保险合同中有最低预付再保险保费的规定,若按最低费率计算的再保险保费低于合同规定的最低预付再保险保费数额,则按规定的最低预付再保险保费缴纳。

② 胡炳志著,再保险通论,武汉大学出版社,1996 年 9 月第 1 版,第 177 页。

③ 赵苑达主编,再保险学,中国金融出版社,2003 年 1 月第 1 版,第 114—118 页。

保险合同时,共同协商确定的不受实际赔付率影响的再保险费率。

采用固定再保险费率分保的业务主要有两类:一是分出公司以往未开办过的新的保险业务,二是分出公司以往未办理过超额赔款再保险的业务。这两类业务之所以采用固定再保险费率的方式,是因为缺少以往的赔款和保费收入的数据与经验,采用变动再保险费率有一定的困难。

这种方法原是在劳合社使用,因为劳合社对保险费的收支采用3年制的财务会计制度,而变动再保险费率方法无法与这一会计制度相匹配。因为对每一会计年度的保费,要等3年后才能完整,而费率则须每年核算。为了解决这一矛盾,所以采用固定再保险费率的方法。

第六节　再保险准备金的估算①

从再保险公司角度考虑,涉及非寿险业务的再保险责任准备金应包括四大类:一是长期责任准备金,针对损益核算期在1年以上(不含1年)的各类非人身险业务;二是未到期责任准备金,针对损益核算期在1年以内(含1年)的非寿险保单;三是未决赔款准备金,指公司对在保单有效期内发生的未决赔款所计提的赔款准备金;四是已发生未报告赔款准备金(IBNR),指公司对已经发生保险事故但尚未提出的保险赔偿提取的赔款准备金②。按我国

① 本节内容主要摘译自 Patrik G, Reinsurance, *Foundations of Casualty Actuarial Science* (Fourth Edition), CAS, 2001, pp. 434 - 464. 本节讨论的再保险准备金是从再保险公司角度考虑的,而不是指原保险公司因为分出业务而产生的准备金。

② 财政部1999年《保险公司财务制度》第七章"成本和费用"第十四条。此外还有总准备金,是公司为了预防今后发生特大赔案而提存的准备金,不同于上面几种准备金的是,它是从公司年度利润中提取的。

的有关保险条文规定，长期责任准备金和未到期责任准备金按当年自留保费的50%提取。所以本节主要讨论的是后面两种准备金。

对再保险公司来说，损失准备金通常是公司财务报表中不确定性最大的项目。为了准确地估算损失准备金，我们必须研究公司过去业务的流量。这一过程的结果，我们不能仅仅是估算某一特定时间点上的损失准备金，也应该可以在资料充分的情况下，能按年份、业务类型的不同估算历史的损失比率、损失报告模式以及损失处理模式，以了解某一特定合同或业务环节是否有利可图。目标是传递有关公司历史合同组合的良好管理信息，以及传递公司持续经营的某些信号。

再保险损失准备金与原保险损失准备金在很多方面相似，许多估算原保险损失准备金的方法也可以用于再保险损失准备金的估算。但也有些不同的技术问题，使得再保险损失准备金的估算更为复杂。我们首先要了解这些问题，然后考虑用各种方法来处理。

一、再保险损失准备金的技术问题

由于再保险损失准备金与原保险损失准备金相比，存在六个技术方面的问题，使得前者的估算比后者复杂得多。这些技术问题如下。

（一）向再保险人的索赔报告延期一般较长，尤其是在非寿险超赔损失中

从事故发生日到首次报告给再保险人的时间，即索赔报告延期，由于过长的报告程序而耽误的更为厉害。报告给分出人的索赔首先必须判断是否需要报告给再保险人，一旦必须报告，则将这一消息通过分出人的报告系统传送到再保险会计部门，接着通过中介人（如经纪人）报告给再保险人，再保险人然后记录在案，最终

出现在其赔款系统中。如果分出人对一起严重索赔低估，将使得报告延期更为厉害。这不是原保险公司理赔人员的问题，而是由于理赔人员对潜在的严重索赔所掌握的信息不充分及信息较为混乱，导致其对准备金的"期望值"按照概率分布模式来理解。虽然这种形式上的准备金估算对大多数赔案来说是足够的，但仍有少数最终需要超赔再保险人保障的赔案，其准备金超过了这种形式上的准备金平均值。而这些高额的赔案通常比那些完全由分出人保障的小额赔案更迟些报告给再保险人。

这种时间上的延迟不仅大大增加了再保险人定价的不确定性，而且使得再保险人损失准备金的估算不确定性大大增加。

（二）大多数赔案准备金都要经历持续向上的发展

经济和社会的通货膨胀导致了这一发展变化，也可能是由于理赔人员按形式上的价值估算准备金造成的。而且，常常存在低估损失理赔费用的倾向。此外，早期的信息可能表明了某一赔案超过了再保险自留额，但未必表明了最终的损失程度。

（三）再保险险种、合同类型与合同专业术语、分出人，甚至是中介人等的不同，都可能使得赔款报告模式差异很大

再保险公司估计的风险可能完全是非同质的。这是因为大多数损失准备金方法要求大量同质的数据，它依赖于所谓的大数法则。也就是说，未来的全部发展是复制了过去的发展。但是再保险人一般不具备这种理想化的假设，因为许多再保险合同都是单独的。而且，即便存在较大的有相同风险的总体，但是由于索赔频率如此低以及索赔报告延期如此之长，以致历史损失数据波动范围很大。所以，常规的精算损失发展法难以很好地适用。

再保险人通常比原保险人对所保障的特定风险了解更少。而且，由于再保险保额及合同专业术语的多样性，使得精算师总是处于信息掌握不充分的境地，难以了解哪些风险是受到保障的，哪些风险是面临损失的。这一点在再保险人承保份额较小的由经纪人

安排的业务时尤其突出。

（四）由于第三点中所述的非同质性，历史统计数据并非总是非常有用

每隔两年，美国再保险学会（RAA）要在半年刊杂志《历史损失发展研究》上出版有关非寿险超赔再保险损失发展的统计数据。这些统计数据给出了再保险人面临的报告和发展延迟的具体的说明。然而，正如RAA所提到的，在将这些统计数据用于特定的损失准备金估算时，必须考虑风险的非同质性和报告的差异。

（五）再保险人收到的报告可能缺少了某些重要信息

大多数比例再保险仅仅需要简洁的索赔信息。数据通常不是按事故发生年度划分的，而是按日历年度或承保年度（即保单年度）划分的。在按事故发生年度估算损失负债时，日历年度或承保年度的统计数据往往是不充分的，因此各种解释和调整必须考虑到。

即便存在逐案报告，如果再保险人的理赔人员不向分出人努力索取个体索赔报告的信息，那么他们要准确地估算每一件赔案，所掌握的信息也总是不充分的。这就是为什么即便有分出人在处理赔案时，专业的再保险理赔人员也须要参与。而且，再保险理赔人员在处理灾难性伤亡的高额赔案时更为擅长。因此，他们可以向分出人提供建议（尤其是在严重伤亡的恢复时），有时会减少最终的赔付额。

对损失准备金来说，必须有一种合适的风险度量来与损失估算结果进行比较。一种可行的度量是按原保险险种业务每年收取的再保险保费。

大多数合约的保费和损失是按季度延迟报告的。在下一个季度的某个时候，它们才会上报或赔付。因此，保费和损失还存在额外的IBNR风险。精算师必须记住，到年终时，最近年度的保费可能是不完整的，因此它们也可能不是最近年度风险的真实度量。

（六）因为保额和报告系统的非同质性，再保险人经常面临数据编码和IT系统的问题

所有的再保险人都存在管理信息系统的问题。业务规模的迅速增长，超过了再保险人数据系统处理和产生按营销、承保、理赔、会计和精算人员所要求的报告的能力。这一问题在保险业务中也可能存在，但在再保险中则更为真实。

以上六个方面的问题表明了度量的不确定性及其所带来的财务风险是再保险损失准备金估算中须要考虑的主要因素。

二、再保险损失准备金的构成

再保险人的法定损失准备金通常由以下五个部分构成。

（一）分出公司报告的赔款准备金

这些准备金可能是逐案报告，也可能是批量报告，取决于单个合同的损失报告要求。大多数超赔合同要求逐案报告，而大多数比例合同允许简洁的损失报告。

（二）再保险人附加的逐案赔款准备金

必要时，再保险人的理赔部通常要检查逐案赔款准备金报告和特定的有关逐案的附加赔款准备金（Additional Case Reserves, ACR）。附加赔款准备金在合同和分出人之间变化很大。

（三）对（一）、（二）两个构成部分未来发展的精算评估

已知道赔款准备金总和的未来发展有时称为IBNER，即已发生但未完全报告准备金。

（四）纯IBNR的精算评估

大多数精算师宁愿将（三）、（四）（纯IBNR的评估）两个部分分开评估。然而，因为数据系统的限制，实务中大多数再保险人还是将（三）、（四）两个部分一起评估。这两个部分的准备金通常是总损失准备金的一半以上。

除非另外说明，本节的 IBNR 代表 IBNER 和纯 IBNR 的总和。

（五）风险附加

损失准备金的最后一个组成部分应该是风险附加或者逆向差异附加，以在必要时将准备金保持在一个合适的保守的水平，避免不确定的收入太快地流入利润。有些从事损失准备金估算方面的专业人员通过采用保守的假设和方法含蓄地将风险附加放进准备金中。然而，许多精算师更倾向于对风险附加明确地估算和报账。因为许多风险的长尾本质特点及统计数据的非同质性和不确定性，这一部分的准备金在理论上对再保险人来说更为重要。

此外，还应考虑未来投资收入的折现对准备金的影响。

三、再保险损失准备金的估算

（一）再保险损失准备金估算的一般程序

再保险损失准备金估算方法包括以下三个步骤：

第一步：将再保险组合划分成相对同质的风险组。

在损失发展潜力的基础上，将合同和损失风险划分成各种业务类型显然很重要。如果将非同质风险的损失数据混合在一起使用，会增加度量的错误，而不是减少错误。

表 3－20 列举了划分再保险组合的各种重要变量。所有这些变量都在影响向再保险人的索赔报告延迟模式和个案数量发展。

表 3－20 将再保险组合划分成同质风险类型的重要变量

1. 业务类型	财产，意外，担保，远洋运输等
2. 合同种类	临时，合同
3. 再保险保障种类	成数份额，溢额份额，险位超赔，事故超赔，赔付率超赔，巨灾，损失组合转移等
4. 初始业务类型	针对意外
5. 起赔点	针对意外

续 表

6. 合同术语	固定费率,追溯费率,索赔申报时限条款,损失调整费用份额,提出索赔,事故保障等
7. 分出人类型	小公司,大公司,或 E& 公司
8. 中介人	

第二步:分析历史发展模式。可能的话,分别考虑个别赔款准备金发展及 IBNR 赔款的出现。

第三步:估算未来发展。可能的话,分别估算批量准备金 IBNER 和纯 IBNR。

(二)长尾业务损失准备金估算的方法[①]

同定价时一样,损失准备金估算中真正的问题也是长尾风险,尤其是超额意外再保险。这通常是那些平均索赔报告延迟超过两年而且很多年后赔付才解决的风险。这些长尾的再保险业务类型如表 3 - 21 所示。

表 3 - 21 长尾的再保险业务类型

类 型	注 释
1. 合同意外超赔	包括最长的延迟,但不包括下面提到的 APH 索赔
2. 合同意外比例再保险	这些风险中的某些可能是中尾的
3. 临时意外	
4. 意外赔付率超赔	延迟比潜在风险更长
5. 石棉、污染、其他健康危险及大量侵权索赔	在长尾风险中可能是最长的

对大多数再保险公司来说,这也是大部分损失准备金以及几

① 短尾业务和中尾业务损失准备金的估算相对比较简单,此处不作讨论。

乎所有的IBNR的主要所在。估算的第一步是将这些风险划分成更合适、更同质的类型。当然,这是一个反复的过程,须要根据公司营销、承保、理赔、会计人员进行第一步的分类。下一步的改进取决于我们的假设检验以及对营销与承保人员各种评论的调查。一些大额的、更重要的合同至少要放在一个独立的基础上考察。

1. 石棉、污染、其他健康危险(Asbestos, Pollution, Other Health Hazard,有时合称为APH)及大量侵权行为风险

我们一般将石棉、污染治理、其他健康危险及其他大量侵权行为所引起的索赔分开考虑。因为这些类型赔案的灾难性影响(很多年内没事,突然之间索赔数额巨大),如果将它们归类到非巨灾性的索赔数据中,将会严重地扭曲统计数据的发展。而且,如果盲目地应用通常的精算损失发展技术,也不可能会为这些类型的赔案产生合理的答案。

在过去的几年中,各种模型被用于评估石棉及污染治理责任。大的精算咨询公司走在了这一发展的前列。模型往往相当复杂,需要非常详细的有关暴露在这些索赔下的承保范围的数据输入。除非再保险人拥有非常大的、长的、稳定的、相当完整的索赔发展历史,APH理赔专家最好同精算顾问们一起来评估APH责任。

2. 估算方法——Standard-Bühlmann(Cape Cod,科德角)法

标准的链梯(CL)法有时用于长尾风险的估算。但问题是对非常长的尾部延迟来说,最近年度的IBNR估算结果变化非常大,它依赖于迄今为止的少数已报告的或已赔付的赔案。

James Standard和Hans Bühlmann独立推导的一种估算方法可以克服CL法的某些不足。欧洲的精算师将Standard-Bühlmann(SB)法称为科德角法,因为是Hans Bühlmann在美国科德角的一次会议上首次提出来的。与CL法相比,这种方法使用一种总的已报告索赔延迟模式。SB法创新的关键在于所有年度最终期望损失比率是通过估算所有已报告索赔的经验数据而

得到的，而不是通过主观判断进行选择的。SB 法存在的问题是每年的 IBNR 高度依赖于每年调整后的保险费率水平。使用者必须调整每年的保费以在一个相对的基础上反映费率水平周期。

对给定的一个风险类型，假定年度已赚风险纯保费(扣除再保险佣金、经纪人费用和内部费用后的余额)可以调整，以去除每年受到质疑的费率水平差异。因此，我们认为每一个调整后的年度具有相同的期望损失比率(Expected Loss Rate,ELR)。虽然这一调整是困难的、不确定性很大，但又必须实施。扣除佣金和经纪人费用通常很容易，而扣除内部费用在比较困难。如果扣除内部费用的确很困难或不可能，也不必担心，因为我们所需要的是一个相对的风险基础，而非绝对的风险基础。

我们用一个简单的例子来解释 SB 法。假定表 3 - 22 列示了这种类型风险当前的经验数据。为简便起见，仅处理了一个 5 年数据的例子，所使用的报告延迟到第 6 年末达到 100%。

表 3 - 22 SB 法计算的有关数据 单位：千美元

事故年(1)	已赚风险纯保费(2)	调整后保费(3)	已报告损失(4)	索赔报告延迟(5)	已消耗保费(6)=(3)×(5)
1996	6 000	8 000	7 000	95%	7 600
1997	7 000	7 000	5 000	85%	5 590
1998	8 000	6 000	3 000	70%	4 200
1999	9 000	7 000	2 000	50%	3 500
2000	10 000	10 000	4 000	30%	3 000
合计	40 000	38 000	21 000	—	24 250

在下面的讨论中，我们将来解释表 3 - 22 第 6 列的数据。

SB 法下的 ELR 和 IBNR 由公式(3.35)给出：

$$\begin{cases} SBELR = \dfrac{\sum\{RRL(k)\}}{\sum\{ARPP(k) \times Rlag(k)\}} \\ SBIBNR(k) = SBELR \times ARPP(k) \times (1 - Rlag(k)) \end{cases}$$

(3.35)[①]

式中：$SBELR$ 为 ELR 的 SB 估计；

$SBIBNR(k)$为第 k 年的 $SBIBNR$ 估计；

$RRL(k)$为第 k 年的已报告再保险损失(Reported Reinsurance Loss)；

$ARPP(k)$为第 k 年的调整后风险纯保费(Adjusted Risk Pure Premium)；

$Rlag(k)$为第 k 年的总的索赔报告延迟。

有些 SB 法的应用者将 $ARPP(k) \cdot Rlag(k)$称为第 k 年的已消耗保费(Used-up Premium)。

证明：由于总的 IBNR 为各年 IBNR 的求和，所以

$$\begin{aligned} SBIBNR &= \sum SBIBNR(k) \\ &= \sum\{SBELR \times ARPP(k) \times (1 - Rlag(k))\} \\ &= SBELR \times \sum\{ARPP(k) \times (1 - Rlag(k))\} \end{aligned} \tag{3.36}$$

由于损失比率即损失与保费相除的结果，所以也可以将 SBELR 写作

$$\begin{aligned} SBELR &= \frac{RRL + SBIBNR}{ARPP} \\ &= \frac{RRL + SBELR \times \sum\{ARPP(k) \times (1 - Rlag(k))\}}{ARPP} \end{aligned} \tag{3.37}$$

① 公式(3.35)中的第二式为定义式，第一式的证明见下文。

或者

$$SBELR \times ARPP = RRL + SBELR \times \sum\{ARPP(k) \times (1 - Rlag(k))\}$$
$$= RRL + SBELR \times ARPP - SBELR \times \sum\{ARPP(k) \times Rlag(k)\} \quad (3.38)$$

所以

$$SBELR \times \sum\{ARPP(k) \times Rlag(k)\} = RRL \quad (3.39)$$

或者

$$SBELR = \frac{RRL}{\sum\{ARPP(k) \times Rlag(k)\}}$$
$$= \frac{21\,000}{8\,000 \times 0.95 + 7\,000 \times 0.85 + 6\,000 \times 0.70 + 7\,000 \times 0.50 + 10\,000 \times 0.30}$$
$$= \frac{21\,000}{24\,250} = 0.866$$

根据表 3 - 22 的数据，在表 3 - 23 中将 CL 法和 SB 法下的 IBNR 和估计的最终损失比率进行了对照。

表 3 - 23　CL 法和 SB 法的比较　　单位：千美元

事故年(1)	已赚风险纯保费(2)	CL 法 IBNR(3)	CL 损失比率(4)	SB 法 IBNR(5)	SB 损失比率(6)
1996	6 000	368	123%	346	122%
1997	7 000	882	84%	909	84%
1998	8 000	1 286	54%	1 589	57%
1999	9 000	2 000	44%	3 031	56%
2000	10 000	9 333	133%	6 062	100%
合计	40 000	13 870	87%	11 908	82%

对照一下 1999 年和 2000 年损失比率的差异。只要按年度已赚风险纯保费作相对调整的费率合理准确,则按 SB 法估算的最近年度的结果将更为准确。

第四章

巨灾风险的转移问题

自然界中洪水、地震、飓风等巨灾风险不仅给人类造成巨大的财产损失和人员伤亡，严重地影响着国家的经济活动、企业的生产经营和居民的家庭生活，也给保险业带来了灾难性的后果，使得保险公司随时面临可能超过自身偿付能力的巨灾损失，甚至破产倒闭。由于巨灾风险的客观存在，我们不得不采取各种措施来应付可能的巨额赔款。本章首先介绍了巨灾风险的含义、特点及目前全球巨灾风险概况，讨论了常见的巨灾风险处理方法——保险、巨灾再保险、政府以及巨灾风险证券化。然后用博弈理论对巨灾再保险交易中的道德风险进行了分析，并用现金流量折现法(DCF)探讨了巨灾债券的定价。

第一节　常见的巨灾风险处理方法

一、巨灾风险概述

(一) 巨灾风险的含义

巨灾风险从字面上理解就是可能造成巨大财产损失和严重人员伤亡的风险。国际保险界对巨灾风险没有统一定义，各个国家根据本国实际情况在不同历史时期对巨灾风险进行定义和划分。

联合国国际减灾十年(IDNDR)委员会于1994年在日本横滨召开的世界减灾大会上,将造成"财产损失超过该国国民收入1%、受灾人口超过该国总人口1%、死亡人数超过100人"的事故作为界定巨灾的标准。美国保险服务局(ISO)财产理赔部按照1998年价格,将巨灾风险定义为"导致财产直接保险损失超过2 500万美元并影响到大范围保险人和被保险人的事件"。瑞士再保险公司则将巨灾风险分为自然灾害和人为灾祸,自1970年以来一直根据当年美国通货膨胀率调整和公布全世界巨灾损失情况。

(二)巨灾风险的特点

1. 损失发生频率低

在一个国家甚至是一个国家内部的较大区域,一般性的火灾、车祸、货损等普通灾害事故几乎每天都会发生,甚至一天会发生多起,可见其发生频率之高。例如,在全世界,每年有70万人死于道路交通事故,意味着每45秒钟就有一人死于车祸。此外,公安部提供的数字显示,我国2009年共发生道路交通事故23.8万起,造成67 759人死亡,平均每天180余人,相当于每天掉下一架中型客机。而特大洪水、破坏性地震、飓风等巨灾则很少发生,可能几年或更长时间才发生一次①。

2. 损失程度巨大

普通灾害事故发生的频率高,但一次事故充其量造成几万、几十万、上百万美元的经济损失,几个、几十个的人员伤亡;巨灾风险发生的频率低,但一次大洪水、大地震则可能导致数亿、数十亿、上百亿美元的经济损失,成千上万的人员伤亡。例如,1992年安德

① 近年来,由于全球气候、地理、人口、经济等因素的影响,巨灾风险发生的频率越来越高,造成的损失越来越大。例如,2004年,佛罗里达遭受了四场飓风袭击,造成了250亿美元保险范围内的损失。2005年,席卷路易斯安那州新奥尔良市的卡特里娜飓风成为历史上损失最大的一场灾难,损失超过1 000亿美元(也有估计将超过3 000亿美元),远远超过"9.11"事件造成的损失。

鲁飓风给美国造成的损失高达 300 亿美元;1995 年日本的阪神大地震造成的损失估计高达 1 000 亿美元,另有 5 466 人死亡,3 万多人受伤,几十万人无家可归,受害人数达 140 多万人;2008 年的汶川大地震给我国造成的直接经济损失高达 8 451 亿元。

瑞士再保险公司的研究报告显示,损失以 10 亿美元(通货膨胀指数计算在内)计的自然灾害,从 20 世纪 70 年代的 7 起增加到 80 年代的 9 起,到 90 年代则高达 32 起。巨灾发生频率和损失程度不断上升的趋势,给全球保险业和各国政府带来了严峻的挑战。

(三)全球巨灾风险概况

人类和环境受自然灾害的影响越来越大。许多因素导致这种现象的发生,如人口密度增加、人口迁徙与无计划的城市化、环境退化与全球气候变化等。

1. 重大自然灾害的频率有增加的趋势,导致的经济损失也在不断上升

与前 20 年相比,20 世纪 80 年代平均每年死于自然和非自然灾害的人口数量为 86 328 人,比 90 年代多 7 525 人。但是,90 年代的受灾人口更多,从 80 年代的平均每年 1.47 亿人增加到 90 年代的每年 2.11 亿人。地质灾害的数量保持相当稳定,水文气象灾害(由水和天气引起的灾害)的数量却在大幅度增加。在 90 年代,因自然灾害而死亡的人口中超过 90%是死于水文气象事故,如干旱、暴风雨和洪水等。受自然灾害影响的人口中,洪水影响的超过了 2/3。图 4-1 说明了重大自然灾害的频率有不断增加的趋势。

灾害引发的社会和经济损失差别较大,很难在全球范围内进行评价。仅以财政和经济损失来衡量,洪水、地震和暴风的危害最大。但从人类的角度,干旱、饥荒则更具有破坏性。地震大约造成 30%的破坏,但其导致的死亡人口仅占因自然灾害而死亡人口的

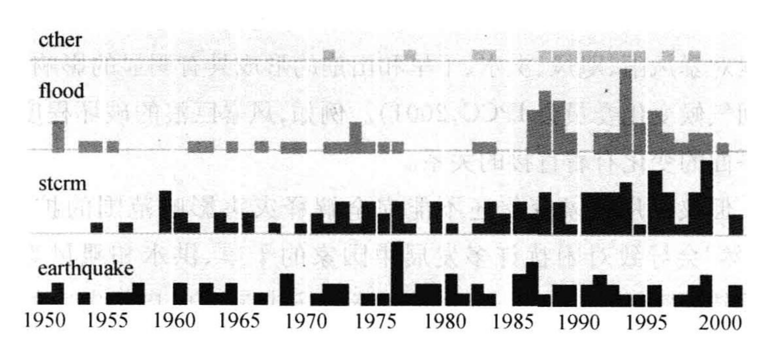


图 4-1 1950—2001 年全球重大自然灾害数量

资料来源：Munich Re 2001。

9%(国际红十字会 IFRC,2001)。与地震相反,在过去的 10 年中,饥荒导致的死亡人口占 42%,但灾害损失只占 4%。与 20 世纪 60 年代相比,过去 10 年发生的重大自然灾害增长了 3 倍,而经济损失却增长了 9 倍(Munich Re 2001)。见图 4-2。

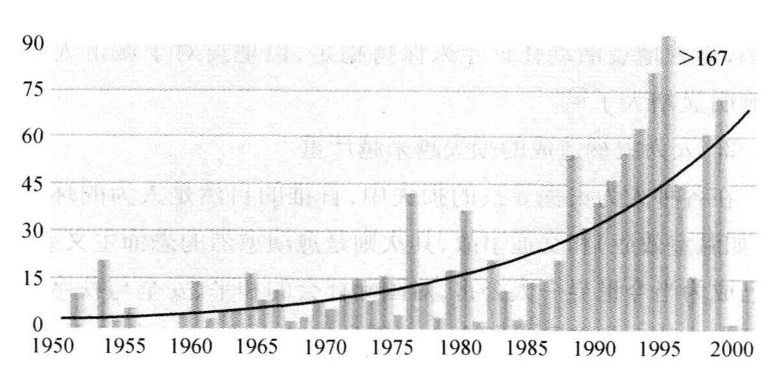


图 4-2 1950—2000 年全球重大自然灾害的经济损失(10 亿美元)

资料来源：Munich Re 2001。

极端天气与全球平均温度上升有关。世界上许多地方发生了热浪袭击、洪水、干旱和其他极端天气。但个别天气,如厄尔尼诺现象,不能直接与人类诱发的天气变化联系起来。在全球变暖的情况下,极端天气的频率和范围都会增加。全球平均温度的变化

很有可能会影响降水、风速、土壤温度和植被覆盖等因素，而这些因素对暴风雨、飓风、洪水、干旱和山崩的形成具有明显的影响(政府间气候变化委员会 IPCC,2001)。例如，风暴巨浪的破坏程度与海平面的变化有着直接的关系。

但仅仅用气候变化还不能完全解释灾害影响范围的扩大。"自然"会导致对困扰许多发展中国家的干旱、洪水和飓风等灾害的错误表述，实际上，人为的环境破坏也是造成自然灾害的主要原因之一。例如，为了短期利益而进行木材砍伐和不恰当的土地利用会导致自然环境的破坏，这是造成诸如 1999 年 12 月袭击委内瑞拉的洪水或泥石流加剧的一个主要因素。同样，人口向城市和沿海地区的迁移也增加了人类的脆弱性，这是因为人口密度的增加、基础设施超负荷运行、居住区向有潜在危险的工厂靠近、越来越多的居民区建在泛滥平原或可能崩塌的脆弱地区。结果导致受自然灾害影响的人数增多、经济损失加大。例如，尽管地震活动在近年来保持稳定，但地震对于城市人口的影响明显增大了①。

2. 人为灾祸造成的损失越来越严重

在各种人为灾祸导致的损失中，首推的自然是人为的环境破坏(如温室效应)和交通事故，其次则是愈演愈烈的恐怖主义袭击，这已成为当今世界一大公害，对国际社会的和平、安全与秩序构成了巨大威胁。如美国世贸中心大厦和五角大楼 2001 年 9 月 11 日遭恐怖分子袭击，造成的已保财产损失和已保营业中断损失达到 190 亿美元，成为有史以来保险业最大的非寿险损失事例之一。如果把责任险和寿险保单也算进去的话，则损失额将达到 300

① 例如，2003 年 12 月 26 日发生在伊朗东南部克尔曼省巴姆市附近的 7.0 级地震，摧毁了巴姆市老区 90%以上的建筑，新区的破坏也达到 70%以上，死亡人数高达 5 万人。

亿—770亿美元。这是自20世纪90年代以来，人为已保损失第一次构成总损失额中的大部分（占70%），而以往都是由自然巨灾损失构成总损失额中的大头。

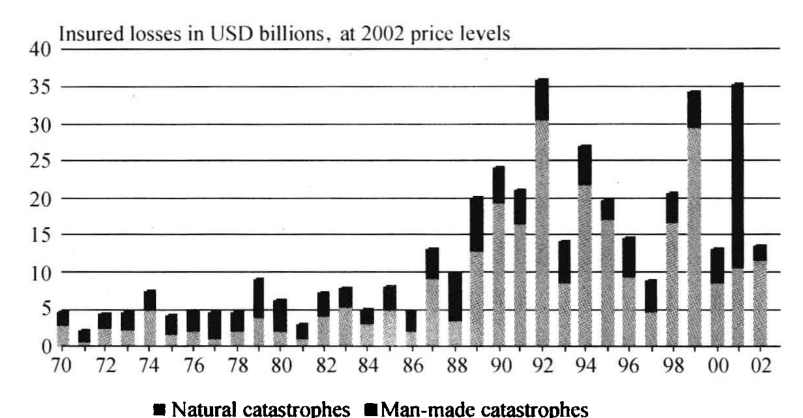
2002年，尽管恐怖主义活动造成的损失远远低于2001年，但各种恐怖袭击事件共夺去了800人的生命（根据瑞士*Sigma*杂志的记录）。例如，在印度尼西亚的旅游胜地——巴厘岛发生的恐怖袭击导致190人丧生，而在莫斯科的一所剧院内发生的劫持人质事件导致169人丧生。

即便是在我国，恐怖袭击也不能幸免。据不完全统计，自1990年至2001年，境内外"东突"恐怖势力在中国新疆境内制造了至少200余起恐怖暴力事件，造成各民族群众、基层干部、宗教人士等162人丧生，440多人受伤，损失比较严重。2008年在西藏拉萨发生的"3.14"打砸抢烧事件以及2009年在新疆乌鲁木齐发生的"7.5"打砸抢烧严重暴力犯罪事件，损失更是十分严重的。

二、巨灾保险的局限

（一）1970年以来的保险损失越来越严重

近年来，自然灾害和人为灾祸频繁发生而且损失越来越严重，给国际保险业造成了巨大威胁。根据瑞士再保险公司Sigma的统计资料，1970年以来自然灾害和人为灾祸的数量和严重程度均呈上升趋势。与天气有关的灾害在过去10年里则一直呈上升趋势，自然灾害的次数翻了4倍，损失则是以往的8倍，保险理赔金额更是上翻15倍。造成巨灾频繁发生的原因，既有地震、飓风、洪水、恐怖袭击等自然和人为因素，更包括人口密度增大、工业化国家价值越来越集中、受灾地区保险价值增高等间接因素（参见图4-3，横轴代表年份，纵轴代表保险损失金额）。



Source: Swiss Re, Economic Research & Consulting, *Sigma* No.2/2003.

图 4-3 1970—2002 年的保险损失(10 亿美元)

(二) 保险对付巨灾风险的局限

巨灾风险的特点决定了大数法则的不适用。因为一般风险的费率是通过大量过去的损失统计资料,在大数法则的基础上运用概率论来厘定,保证了费率的科学性、合理性和准确性。而巨灾风险由于发生的频率较低,同时又缺乏完整可靠的统计资料,使大数法则和概率论的应用受到了局限,从而影响了费率厘定的准确性。

显然,传统意义上的保险经营方式难以有效地对付日益严重的巨灾风险。面对巨灾风险,保险企业处于一种两难境地:一方面,巨灾带来的财产损失和恐惧感刺激了人们对巨灾保险的需求;另一方面,如上所述,与一般可保风险相比,巨灾风险不完全具备风险大量和风险同质等可保风险条件,从而使巨灾保险的经营缺乏牢固的大数法则基础。因此,仅依靠传统的保险技术是难以承保巨灾风险的。这一难题也无法单纯地依靠保险资金运用和保险总准备金的积累加以解决。

合理地运用保险资金,可以增强保险企业的偿付能力,从而使保险企业有更充足的风险准备去应付巨灾风险。但是,这种方法

在对付巨灾风险中存在着两种天然的缺陷：一是保险资金运用中的安全性和流动性原则使得保险企业可能难以获得足够多的投资收益去补偿巨灾风险带来的损失；二是与保险资金运用的收益高低相关的金融市场平均收益率与同巨灾赔付相关的各种自然风险因素和技术风险因素之间没有负相关性（美国“9.11”事件是个特例，目前恐怖主义定义和相关保险问题仍在争论中）。根据现代证券投资理论，无负相关性两种资产与负债组合间的风险是无法分散的，因此，传统的保险资金运用方式无法从根本上解决保险准备金的积累与保险赔付支出相匹配的问题①。

保险总准备金是保险公司按照规定从税后利润中提取的，用于巨灾赔付而历年积累起来的资金，它是保险公司偿付能力的重要组成部分。但由于保险总准备金的积累规模除了受到投资和税收因素的影响外，还受到通货膨胀、提取比例、保险责任范围等多种因素的影响，使得其在赔付巨灾损失面前，仍显得不足。

因此，一旦巨灾风险发生，保险公司要在短期内赔付巨额的损失，除了自身的资本金和总准备金积累外，必须借助于其他有效的筹资机制，如巨灾再保险、政府资金、巨灾风险证券化等才能履行其经济补偿的职能。

三、巨灾再保险的定价模型与巨灾再保险的缺陷分析

（一）巨灾再保险的定价模型②

目前，保险实务中巨灾风险传统解决方案是巨灾再保险（CatRe），其中，最具优势的是单项事件巨灾超额损失再保险（CatXL）：再保险人承担介于自留额（下限）和限额（上限）之间的

---

① 徐爱荣，巨灾风险谁来保险，《中国商业保险》，2003 年第 3 期，第 36 页。
② Kenneth A. Froot, The Financing of Catastrophe Risk, The University of Chicago Press, 1999, pp. 99 - 104.

损失，原保险人承担低于自留额和高于限额的损失。

记 L 为巨灾损失变量，$p(N)$ 为再保险合同期限内发生 N 次巨灾的概率；$q(L>T|N)$ 为发生 N 次巨灾时至少有一次巨灾超过触发点 T 的条件概率；$S(L|L>T)$ 为巨灾损失超过触发点 T 时 L 的条件分布函数。则巨灾损失 L 的分布函数为

$$\begin{aligned}F(L) &= \sum_{N=0}^{\infty} p(N)q(L>T\mid N)S(L\mid L>T)\\ &= S(L\mid L>T)\sum_{N=0}^{\infty} p(N)q(L>T\mid N)\end{aligned}\tag{4.1}$$

令某一次巨灾损失超过触发点 T 的概率 $Pr(L>T)$ 为 q_1，而 $Pr(L\leqslant T)=q_0=1-q_1$。则

$$\begin{aligned}q(L>T\mid N) &= q_1+q_0q_1+q_0^2q_1+\cdots+q_0^{N-1}q_1\\ &= q_1\frac{1-q_0^N}{1-q_0}=1-q_0^N\end{aligned}\tag{4.2}$$

于是巨灾损失超过触发点的无条件概率（记为 p^*）即对式(4.2)求期望值：

$$\begin{aligned}p^* &= E_N[q(L>T\mid N)]=[1-E_N(q_0^N)]\\ &= \{1-M_N[\ln(q_0)]\}\end{aligned}\tag{4.3}$$

这里 $M_N[\ln(q_0)]$ 为概率分布 $p(N)$ 的矩母函数。我们举例说明。

例 4.1 如果索赔次数 N 服从均值为 λ 的泊松分布，则

$$p^*=1-e^{\lambda[e^{\ln(q_0)}-1]}=1-e^{\lambda[q_0-1]}=1-e^{-\lambda q_1}\tag{4.4}$$

例 4.2 如果索赔次数服从参数为 k 和 p 的负二项分布，则

$$p^*=1-\left[\frac{p}{1-(1-p)e^{\ln(q_0)}}\right]^k=1-\left[\frac{p}{1-(1-p)q_0}\right]^k\tag{4.5}$$

因此 $F(L)$ 的矩母函数为

$$M_L(t) = (1-p^*) + p^* \int_L^{\infty} e^{tL} S(L \mid L > T) \mathrm{d}L$$

$$= (1-p^*) + p^* M_{L \mid L > T}(t) \tag{4.6}$$

这里 $M_{L \mid L>T}(t)$ 为分布 $S(L \mid L > T)$ 的矩母函数。

则可以求出 L 的期望值和方差分别为：

$$\begin{cases} E(L) = p^* \mu_1 \\ \mathrm{Var}(L) = p^* \mu_2 - p^{*2} \mu_1^2 \\ \qquad\qquad = p^* (\mu_2 - \mu_1^2) + \mu_1^2 p^* (1-p^*) \end{cases} \tag{4.7}$$

其中 $\mu_i (i = 1,2)$ 为 $S(L \mid L > T)$ 的 i 阶矩。

显然，如果知道了 $L>T$ 时 L 的分布函数，进而求出 μ_1、μ_2，则可以根据费率计算的期望值原则、方差原则或标准差原则，计算出再保险的纯保费。

由于我们这里讨论的是巨灾损失，所以 L 的取值范围不必从0开始，假定 $L > d$ $(0 < d \leqslant T)$，则 $L > T$ 时 $L-T$ 的一阶矩和二阶矩为：

$$\begin{cases} \mu_{1T} = E(L-T \mid L > T) \\ \qquad = \int_T^{\infty} (L-T) \mathrm{d}S(L-d \mid L > T) \\ \qquad = \int_T^{\infty} [1 - S(L-d \mid L > T)] \mathrm{d}L \\ \mu_{2T} = E[(L-T)^2 \mid L > T] \\ \qquad = \int_T^{\infty} (L-T)^2 \mathrm{d}S(L-d \mid L > T) \\ \qquad = 2\int_T^{\infty} (L-T)[1 - S(L-d \mid L > T)] \mathrm{d}L \end{cases} \tag{4.8}$$

在实务中,再保险人承担的最大损失不可能没有限制,假定再保险人承担的损失限额为 C,则式(4.8)转化为

$$\begin{cases}\mu_{1TC} = \int_T^C [1 - S(L-d \mid L > T)]\mathrm{d}L \\ \mu_{2TC} = 2\int_T^C (L-T)[1 - S(L-d \mid L > T)]\mathrm{d}L\end{cases} \tag{4.9}$$

于是,式(4.7)相应转化为

$$\begin{cases}E_L(L;\ T,\ C) = p^* \mu_{1TC} \\ \mathrm{Var}_L(L;\ T,\ C) = p^* \mu_{2TC} - p^{*2}\mu_{1TC}^2 \\ \qquad\qquad = p^*(\mu_{2TC} - \mu_{1TC}^2) + \mu_{1TC}^2 p^*(1-p^*)\end{cases} \tag{4.10}$$

根据式(4.10)及费率计算的期望值原则、方差原则或标准差原则,则可以计算出再保险的纯保费。

(二)巨灾再保险的缺陷分析

1. 巨灾事件和巨额索赔的连续发生遏制了巨灾再保险的供给

对于诸如自然灾害等巨灾风险,保险人通常无法依靠大数法则加以分散。面对这种风险,保险人往往求助于传统的再保险市场。由于再保险人通常在更广泛的地理领域经营业务,其分散风险的能力明显高于一般保险人。然而,自从 20 世纪 80 年代末以来,严重的自然灾害接连发生,使保险人和再保险人蒙受了巨大的经济损失,导致了保险人、再保险人的盈余急剧减少,承保新业务的能力、再保险能力明显减弱,保险人和再保险人纷纷调整对巨灾损失的估计,大幅度提高保险费率和再保险费率,或者干脆对巨灾风险予以拒保。可见,即便有再保险人来分保巨灾风险,但它本身也面临着与原保险人相同的难题,即如何在缺乏牢固的大数法则基础上分散风险和维持自身财务稳定性,这使得巨灾再保险的供给受到了很大的遏制。

与此同时，作为保险需求方的个人和非保险机构也进一步认识到巨灾的严重后果，更希望将这类风险转移到保险人那里，再保险需求也因此提高。对传统再保险需求的增加和供给的减少，促使保险人和再保险人不得不另辟蹊径，以满足不断增长的保险需求和弥补承保能力的不足。

2. 再保险交易存在固有的缺陷

(1) 信用风险。即再保险人可能发生违约、不能按合同规定向保险人支付约定赔款的风险。由于再保险合同通常规定一个自留额，超过自留额部分的损失由再保险人承担。因此，再保险人的赔款责任隐含的风险远远高于原保险人，从而在发生巨灾事故后，再保险人违约或破产的概率特别高。原保险人为了避免再保险人的信用风险，往往倾向于选择同资本实力强、信用评级高的再保险人打交道。

(2) 道德风险。再保险交易中的道德风险，是指由于再保险合同的签订，原保险人没有采取防灾防损措施降低保险索赔，或者采取行动增加索赔的风险，如原保险人放松理赔标准，赔偿承保范围以外的损失，并将该赔偿责任转嫁给再保险人[①]。产生这种风险的主要原因是，再保险人无法时刻监控原保险人的行为，并及时调整再保险合同的条款，原保险人可能因此不严格执行承保程序、不重视承保风险的分散或放松对新业务的实施勘查等。这一风险在发生巨灾事故时尤为突出。由于原保险人理赔方面的人力、物力、财力一般是与正常的损失频率和严重程度相匹配的，一旦发生巨灾事故，就会出现理赔队伍不足，不能对理赔案进行彻底调查和充分协商，从而就难以防止夸大损失或骗赔现象的发生。而且由于再保险合同的存在也减弱了原保险人控制理赔的激励。

---

① 原保险人可能为了搞好与投保人的关系，有意大方赔款，实质是慷再保险人之慨，增强本公司的商誉。

四、巨灾风险中的政府职能

鉴于巨灾风险所造成的损失，是很多保险公司和再保险公司所无法承受的，因此，政府往往作为最后的“保险人”，在对付巨灾风险方面发挥着重大的作用。美国和日本作为世界上经济最为发达的国家，也不例外。下面通过介绍美国的洪水保险、恐怖主义保险和日本的地震保险，分析政府在巨灾风险中所发挥的作用。

（一）美国的洪水保险[①]

美国是世界上洪水灾害易发的国家之一，而且美国财富的集中程度很高，因此，洪灾造成的损失也非常严重。美国政府一直都很重视这个问题。最初政府采取的是单一的工程减灾措施，政府投入了大量的资金用于防洪工程的兴建，修建了大量的水库和堤坝。但洪灾损失依然不断增长，政府的救灾费用负担非但没有减轻，反而越来越重。在这样的背景下，美国政府开始探寻一种既能减少洪灾损失又能减轻政府财政负担的方式，国家洪水保险制度就是最重要的方式之一。

1956 年，美国国会通过了《联邦洪水保险法》，建立了国家洪水保险制度。但当时的洪水保险业务都是由私营保险公司承保的，政府不予资助。显然，这种将洪水保险作为一般商业保险的做法在实践中缺乏可操作性。因为如果没有政府的参与，一场大规模的洪灾就可以导致数家保险公司破产。1968 年，美国国会通过了《全国洪水保险法》，次年又制定了《国家洪水保险计划》，建立了国家洪水保险基金。至此，有政府参与的国家洪水保险制度正式建立起来。

截至 1996 年 4 月，全国参加国家洪水保险计划的社区数已达到 18 469 个，占应参加数的 87%；参加应急计划的社区有 192 个，

① 赵苑达主编，再保险学，中国金融出版社，2003 年 1 月第 1 版，第 186—191 页。

参加普通计划的社区有 18 277 个。总共售出 341.7 万份洪水保单,洪水保险金额达到 3 496.4 亿美元,保费收入 11.4 亿美元,不但在总体上作到了收支平衡,而且还有 2 600 万美元的结余,再加上向财政部的临时借款 6.886 亿美元,完全可以应付特大洪灾的赔付。

1. 洪水保险制度的基本内容

(1) 承保主体:美国国会授权住宅与城市建设部组建联邦保险管理局(FIA),负责国家洪水保险计划的管理。具体保险业务是由私营保险公司签发洪水保单,并且持有 100%比例的再保险。即私营保险公司将售出的洪水保单和保费收入全部转给 FIA,FIA 按保单数量向私营保险公司支付佣金,各私营保险公司再将佣金的一定比例支付给其公司的代理人或提供信息的中介机构。

(2) 承保对象:美国国家洪水保险的承保对象包括居民财产及小型企业财产,但不包括大型企业财产。主要是居民家庭的有墙有顶的建筑及内部财产,但不包括水上建筑、地下建筑、动物、庄稼、露天设备、机动车及地下室里的财产等。此外,美国水利工程与公共设施均不在国家洪水保险计划范围内,一旦遭到洪水破坏,前者由政府负责修复,后者则由市政有关部门负责修复。

(3) 保险责任:保险责任包括由于江河泛滥、山洪暴发、潮水上涨及横泻对建筑物及其内部财产所引起的泡损、淹没、冲散、冲毁等造成的损失。1973 年 12 月,美国国会通过了《洪水灾害防御法》,扩大了洪水保险计划的责任范围,将地震、塌方、地表移动等列入赔偿范围。

(4) 承保限额:按照 1994 年的国家洪水保险改革方案,美国国家洪水保险对因洪水而受损的财产的最高承保限额为居民住宅性房屋不超过 25 万美元,室内财产不超过 10 万美元;小型企业非住宅性房屋不超过 50 万美元,室内财产同样不超过 50 万美元(见表 4-1)。而且无论是房屋本身还是室内财产,都要扣除 500 美元

的免赔额。

(5) 保险费率：在美国，对企业财产的洪水保险和家庭财产的洪水保险实行不同的费率制度。对于企业财产洪水保险，实行的是实际费率，即没有政府补贴而由保险公司自负盈亏的费率；而对于家庭财产的洪水保险，则实行补贴费率，即低于实际费率的差额由政府补贴，但补贴费率也仅限于已定的国家洪水保险的承保限额，超过限额的部分仍按实际费率收取保费。

表 4-1 国家洪水保险计划承保限额

保　险	保　额	保　险	保　额
房屋		室内财产	
独户住宅	25 万美元	住宅	10 万美元
2—4 户共居住宅	25 万美元	非住宅	50 万美元
其他住宅	25 万美元		
非住宅	50 万美元		

资料来源：(美) 特瑞斯·普雷切特等著，孙祁祥等译，风险管理与保险，中国社会科学出版社，1998 年 5 月第 1 版，第 149 页。

2. 洪水保险计划的主要特点

实践证明，美国的国家洪水保险制度是可行的、有效的。其主要特点有：

首先，国家作为承保主体参与洪水保险，并设置专门的机构进行管理。大规模的洪灾一旦发生，资本有限的商业保险公司往往难以承受，只有国家才有能力在全国推行洪水保险，在更大的范围内调剂使用保险费。负责国家洪水保险事务的专门机构——FIA，可以使各相关机构密切配合，为国家洪水保险计划的顺利实施提供保障。

其次，国家洪水保险计划具有强制性。1973 年 12 月，美国国

会通过了《洪水灾害防御法》,授权联邦政府确定洪水风险区并通知有关社区,社区在接到通知后,必须在一年之内申请加入国家洪水保险计划,否则将会受到一定的处罚,且联邦政府对因洪水而发生损失的财产所有者不提供资助。这种极其强制性的规定受到了激烈反对,国会在 1977 年通过了《洪水保险计划的修正案》,取消了禁止联邦信贷机构向位于洪水风险区但未参加国家洪水保险计划的资产所有者提供贷款的条款,但仍然保留未参加国家洪水保险计划就无权享受联邦政府的灾害救济和援助的规定。这样的规定对位于洪水风险区的社区及其社区内的居民仍具有相当大的强制性。

再次,洪水保险计划主要负责全国范围内中等以下家庭和小型企业的财产基础保险,而且并非对洪水造成的全部损失负责,而仅限于承保限额以内的损失,其目的显然只是为了满足维持洪灾之后社会安定的基本需要。对于列入洪水保险保障范围但其价值超过国家洪水保险赔偿限额的,如果有更高的保险需求,可将超过限额的部分向私营保险公司投保。国家洪水保险保障范围之外的财产,也可以向私营保险公司投保。

最后,洪水保险计划分为普通计划和临时计划。如果某地区采取了必要的防洪管理措施,FIA 也制定了该地区的洪水保险费率,则该地区可以参加普通计划,除了以优惠的费率投保国家洪水保险计划外,还可以按 FIA 制定的费率投保非政府补贴的洪水保险。如果该地区已采取了必要的防洪管理措施,但 FIA 尚未制定该地区的洪水保险费率,则该地区只能参加临时计划,以优惠费率投保国家洪水保险计划。

(二)美国的恐怖主义保险

美国政府除了积极介入洪水保险之外,在其他巨灾风险暴发时,也积极的介入。如美国世贸中心大厦和五角大楼 2001 年 9 月 11 日遭恐怖分子袭击,造成的已保财产损失和已保营业中断损失

达到190亿美元,成为有史以来保险业最大的非寿险损失事例之一。如果把责任险和寿险保单也算进去的话,则损失额将达到300亿—770亿美元。这是自20世纪90年代以来,2001年人为已保损失第一次构成总损失额中的大部分(占70%),而以往都是由自然巨灾损失构成总损失额中的大头。

"9.11"恐怖事件使美国保险业受到严重打击,布什政府为了挽救处于困境边缘的保险业,提出了应付恐怖活动的3年综合保险计划。具体内容是:

第一年,即从2002年开始,将恐怖活动给保险人造成的损失分为两层,第一层限额为200亿美元,政府承担80%赔偿责任;保险人承担其余的20%。超过200亿元以上的部分,政府承担90%,保险人负担10%。

第二年,即2003年,将损失分为3层,保险人负责第一层100亿美元以下的所有损失;第二层是100亿至200亿美元之间的损失,由政府和保险人按50:50的比例分摊;第三层是超过200亿美元以上部分政府负担90%。

第三年,即2004年,保险人负担200亿美元之内的所有损失,超过部分由政府承担。

以上计划的最高限额是1 000亿美元,超过1 000亿的部分,将由议会作最后决定。

（三）日本的地震保险

日本是地震多发国家,在全世界所发生的地震中,大约有10%发生在日本。根据有关资料统计,在日本国土内100年间引起死亡或去向不明人数超过1 000人的地震,约11.5年发生一次,引起死亡或去向不明人数在100人以上的地震,每隔6.5年就发生一次。最为厉害的一次地震发生在1923年9月1日,日本关东地区发生8.1级强烈地震,造成14.3万人丧生,20多万人负伤;25.3万所房屋毁于地震,44.7万所房屋被大火烧毁,其中东京

85%的房屋毁于一旦,横滨96%的房屋被夷为平地,财产损失达300亿美元[①]。日本的地震保险则是1964年发生新潟地震后,根据"地震保险法律",逐步建立起来的。

在日本的地震保险中,家庭财产部分与企业财产部分明确分开,政府对两者采用完全不同的政策。

1. 日本家庭财产的地震保险与再保险[②]

(1) 承保主体:日本家庭财产地震保险,是一个由民间保险公司和政府作为承保人共同参与其中的再保险体系。对于家庭财产,按照日本的法律,由政府和民间保险公司共同承担保险责任。家庭财产的地震保险业务先由民间保险公司承保,然后再全部分给由日本各保险公司参股成立的地震再保险公司;该公司除自留一部分外,按各保险公司的市场份额回分给各保险公司;超出限额的部分则由国家承担最终赔付责任。

目前,日本政府对家庭财产的地震风险是以超额赔款再保险方式承保的。具体做法是:750亿日元以下的损失由民营保险公司承担,750亿日元至8 186亿日元的损失由民营保险公司和政府各承担50%,8 186亿日元到41 000亿日元[③]的部分由政府承担95%,而民间承担5%。可见,日本地震保险制度的宗旨是,较小的巨灾损失由民营保险公司承担,大的巨灾损失由民营保险公司和政府共同承担,特大的巨灾损失主要由政府承担。从中可以看出,在巨额损失的地震中,政府在地震保险中发挥了重要的作用。

(2) 承保限额:日本家庭财产地震保险是作为家庭财产保险的附加险而由民间保险公司与政府共同承保的,考虑到保险公司承受能力和政府财政的限制,一般采取限额承保方式,其保险金额

① 2011年3月11日发生的日本大地震,目前损失还难以估量。

② 赵苑达主编,再保险学,中国金融出版社,2003年1月第1版,第181—184页。

③ 41 000亿日元的确定是按如果发生1995年阪神那样的大地震时在1999年将达到的损失。

限定为财产保险(火险财产保险)保险金额的30%—50%。也即,已经投保了地震附加险的家庭财产即使发生了全损,作为被保险人的居民家庭,从民间保险公司和政府获得的保险赔偿只能相当于实际损失的一部分,而不是损失的全部。目的是将保险公司和政府的责任控制在一定的限度内,避免地震对民间保险公司和政府造成过大的赔偿风险。

(3) 保险责任:日本家庭财产地震保险的责任范围包括地震所造成的保险财产的直接损坏、埋没损失、火灾(包括连锁性火灾)损失和冲毁所造成的损失。为了保护居民家庭的利益,使其在地震发生后能够通过保险渠道获得帮助,如果承保家庭财产地震保险的保险公司破产,则其承保的业务由其他各保险公司分担。

(4) 保险费率:日本家庭财产地震保险的保险费率由纯费率和附加费率两部分构成。纯费率由损害保险费率算定会(中立性费率算定机构)根据地震的特点,参考长期积累的有关数据,在听取地震学、地震工学专家意见的基础上计算出来。按照法律的规定,家庭财产的地震保险具有非商业性,因此在附加费率中不包括保险公司的预期利润率。同时,由于有政府作为承保主体参与其中,家庭财产地震保险的保险率的水平确定要考虑居民家庭和政府财政的承受能力两个因素,尽可能定得低些。当然,考虑到不同地区和不同性质的财产地震风险大小的不同,地震保险费率存在地区和财产性质的差异。家庭财产地震保险的再保险费率,则由政府与专业再保险公司共同商定。

(5) 地震风险准备金:由于政府承担的家庭财产地震保险业务的规模涉及在地震发生后政府的赔偿责任,尤其是大的地震所引起的政府的赔偿责任很可能会大大超过其提存的地震风险准备金的规模,从而要动用大量的财政资金,政府承担的家庭财产地震保险业务的规模每年要提交国会审议。政府要设立专项再保险会计管理,与一般财政分开。对于其所收取的再保险

保费，在支付保险赔偿金后的剩余部分要全部结存，作为政府的地震风险准备金。民间保险公司在保险费收入中扣除所支付的保险金和经营费用后，也要作为地震风险准备金全部提存。为了保证地震风险准备金的安全和具有很好的流动性，使地震发生后能够对受损居民家庭及时提供补偿，地震风险准备金只能以债券的形式加以运用。

2. 日本企业财产的地震保险与再保险

与家庭财产不同，日本企业财产的地震保险是商业保险，其承保主体只是民间保险公司，政府并不承担再保险责任。

日本企业财产的地震保险是作为企业财产保险的附加险而由民间保险公司承保。与家庭财产的地震保险一样，也是采取限额承保的方式。保险公司可以自行决定是否承保，也可以自行安排再保险。企业财产的再保险大多采用由比例再保险和超额赔款再保险相互结合的承保方式。

政府对企业财产部分的地震风险不承担经济赔偿责任，但并不意味着政府不介入财产的地震保险。政府介入的途径有两个方面：一是对保险公司经营险种的审批，二是检查和控制保险公司的偿付能力系数①。当判断的结果为风险超过保险公司的偿付能力时，表明其经营已经处于不稳健状态，则政府主管部门可以采取响应的措施对其地震保险业务乃至全部业务的经营加以必要的干预和限制，以保护投保企业的利益。

五、巨灾风险证券化

（一）巨灾风险证券化的含义

巨灾风险证券化是指运用各种创新性金融工具及其变换、组合实现保险市场与资本市场的有机结合，利用资本市场的力量来

① 偿付能力系数中包含了发生大地震时的风险系数。

处理巨灾风险的一种融资方式。巨灾风险证券化仅仅是证券化的类型之一，证券化及其构成如图 4－4 所示。

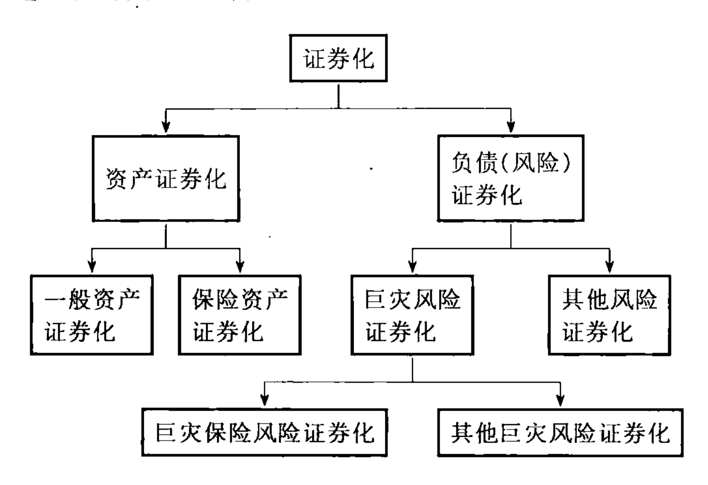


图 4－4 证券化的分类和构成图①

一般意义下的巨灾风险证券化实际上是特指保险业承保的巨灾风险证券化，尽管也存在着非保险业承保的巨灾风险证券化交易(如，1999 年出现第一例由非保险机构发起的以地震损失为保障对象的巨灾债券)。

自 1992 年 12 月 11 日美国芝加哥交易所正式推出巨灾保险期货以来，已有超过 100 亿美元的财产巨灾风险实现了证券化处理，而且这一过程大有加速之势。

(二) 巨灾风险证券化的背景

1. 巨灾风险证券化发展的背景

(1) 巨灾风险发生的频率及其导致的损失有不断上升的趋势。

巨灾风险证券化起源于美国，我们以美国的数据为例来说明。从 1989—1998 年的 10 年中，美国保险业所遭受的由地震、飓风和

① 李勇权著，巨灾保险风险证券化研究，中国财政经济出版社，2005 年 1 月第 1 版，第 17 页。

其他自然灾害所引发的损失总额达到 980 亿美元，这个数字接近 1950—1988 年的 39 年里所有巨灾损失之和 510 亿美元的 2 倍。随着自然巨灾频率和严重性的增加，保险业面临着资本的短缺[①]。因此，必须寻求其他的解决办法。

(2) 传统的保险和再保险方式的局限性很大。

巨灾风险的特点是在一个较长的周期内不发生，一旦发生，损失规模就很大，其实际损失规模可能远远超过当年保险人的损失预期，严重冲击保险公司的财务稳定。因此，与普通可保风险相比，巨灾风险不完全具备风险大量和风险同质等可保风险条件，从而使巨灾保险的经营缺乏牢固的大数法则基础。可见，仅仅依靠传统的保险技术是难以承保巨灾风险的。

面对这种风险，保险人往往求助于传统的再保险市场。由于再保险人通常在更广泛的地理领域经营业务，其分散风险的能力明显高于一般保险人。然而，巨额资本金使得巨灾风险再保险市场缺乏足够多的市场主体来对巨灾风险进行分保。例如，安德鲁飓风的爆发，使得仅 1993 年一年，美国就有 8 家再保险公司收缩其巨灾再保险业务或者不再承保巨灾风险。同时，即便有再保险人来分保巨灾风险，但它本身也面临着与原保险人相同的难题，即如何在缺乏牢固的大数法则基础上分散风险和维持自身财务稳定性。

(3) 资本市场产品创新的推动。

美国 1992 年发生的安德鲁飓风和 1994 年发生的北里奇地震，使全世界 63 家财产和伤害保险公司破产，再保险费率在 1991 年到 1994 年间上升了一倍多，再保险面临着前所未有的巨大压力。而目前公开交易的股票、债券总市值达到 60 万亿美元，一次

---

① 美国的保险和再保险业以当时约 2 450 亿美元的资本金，要承保整个国家 25 000亿美元到 30 000 亿美元的财产。

损失达2 500亿美元的巨灾事件的损失金额也不及全球总市值的0.5%。这一方面说明了保险市场的抗风险能力远远不及资本市场，另一方面也说明资本市场的容量足以应付巨灾风险的冲击。

为了缓解再保险压力，保险公司开始将目光转向资金实力雄厚的资本市场，以期寻找到传统再保险的替代品或补充方式，达到扩大保险资金来源、转移和分散巨灾风险目的。由此引发了一场传统再保险经营方式的变革，资本市场上一种基于保险风险的金融创新工具—保险衍生产品应运而生。

2. 巨灾风险证券化的作用

(1) 巨灾风险证券化给发行者带来的好处。

再保险的购买者在选择再保险公司的同时也会考虑其信用风险，再保险的作用显得特别重要的时候，往往也是再保险公司面临财务压力的时候。而资本市场上的保险交易则可以有效地降低信用风险。如发行巨灾债券所筹集的资金用于购买投资级证券，并由评级高的公司做担保。为保证再保险客户与投资者的利益，该证券是作为担保品放在委托账户内。美国以外的再保险公司一般设立一个特殊目的机构(SPV)来作为委托账户，从而将再保险风险转化为一种投资证券。特殊目的机构有充足的资本来支付各种可能出现的索赔，这种安排虽然成本略高，却相对于传统的再保险提供了更好的信用质量。

此外，巨灾风险证券化有时候比传统的再保险成本还要低①，甚至可以提供传统再保险市场上无法提供的保障能力。

(2) 巨灾风险证券化给投资者带来的好处。

巨灾风险证券化可以为投资人提供更多的投资渠道和机会。我们知道，在一个完全市场中，任何一种现金流均可以由该市场中

① 巨灾风险证券化如果以固定的价格提供多年的保障，则这种跨年度定价的方法可以使其发行人的成本不受再保险价格波动的影响。

交易的某些证券组合加以复制。而巨灾风险证券化的现金流取决于洪水、飓风、地震等自然灾害,通常无法由股票、债券等传统资产的组合来复制。因此,巨灾风险证券化处于非完全市场中。利用Markowiz的均值一方差模型可以证明,将巨灾风险证券化产品引入非完全市场,可以提高资本市场效率,投资人可以根据自己的投资目标和偏好,构筑成本更低、风险更小的资产组合。更为直观的解释是,保险事故的发生与股票、债券市场的回报率之间不存在相关关系,而巨灾风险证券化产品属于一种高收益证券,投资于此类证券既可以获得较高的收益,又可以降低投资组合的总体风险,随着这种交易成本的不断降低,投资人对其兴趣会不断提高。

相对于传统的保险和再保险机制而言,这一新的风险融资方式突破了在保险人和被保险人之间转移和分摊风险的局限,而将风险在保险人、被保险人和其他风险偏好者这一更广阔的范围内加以进一步地转移和分摊,有效地提高了保险业的承保能力和抵御风险的能力。

(三)巨灾风险证券化的主要产品种类

目前,国际上巨灾风险证券化创新出来的衍生工具主要有下列五种。

1. 巨灾期货

巨灾期货是美国芝加哥证券交易所(CBOT)于1992年最先推出的一种套期保值工具,其交易价格一般与某种巨灾的损失率或损失指数相联结。这种期货合同通常设有若干个交割月份,在每个交割月份到期前,保险公司和投保人会估计在每个交割月份的巨灾损失率大小,从而决定市场的交易价格,而市场对巨灾损失率的普遍预期也会对期货交易价格产生影响。例如保险公司预计第四季度巨灾损失率将要上升,为控制该季度赔款,买入一定数量的12月份期货合约,如果届时巨灾确实发生而且导致公司损失率上升,则第四季度后,在期货交易价格随市场预期损失率上升而上

涨时，公司通过签订同样数量的卖出期货合约取消期货义务，获得期货买入卖出之间的差价，并用抵消因实际损失率超过预期造成的额外损失。当实际损失率低于预期时，保险公司虽然在期货市场上遭受一定损失，但可以保险方面的收益得到弥补。另外，为了防止过分严重的灾害冲击整个交易体系，CBOT 将该合约价值最高限定为总权费的 200%(即承担责任的最高限额为 2 倍)，并规定了每日价格波动的上下限。

2. 巨灾期权

巨灾期权是以巨灾损失指数为基础而设计的期权合同，包括看涨期权和看跌期权。两者都是一种标准化的合约。前者实际上为购买者提供了针对某一层损失范围的综合性再保险。根据合约，如果衡量巨灾损失的指数超过某一水平(即执行价格)，购买者可获得期权出售者付出的巨灾指数和执行价格之间的差价；如果指数在约定的时间内低于执行价格，则期权作废，卖出者将获得出售期权的所得。购买看涨期权的保险公司目的在于对冲大规模市场损失(由巨灾损失指数衡量)超过执行价格的风险，许多保险公司都通过巨灾期权来弥补自留保险与传统再保险之间的差额。而巨灾看跌期权保证上市的保险公司在巨灾损失超过期权规定的水平的时候，能以事先协议的价格向投资者出售公司的股票，从而为保险公司提供了在出现巨灾损失时获得额外资本的途径。

3. 巨灾债券

巨灾债券 1995 年产生于美国，它是针对与某些特定(再)保险合同的巨灾损失而发行的。迄今为止，约有一半的保险证券化交易涉及巨灾债券(俗称 catbonds)。假定一家保险公司在某个保险合同初期向投资者发行有可能不履行的债券(巨灾债券)来筹集资金。如果巨灾损失超过了事先约定的水平，债券持有人就会损失或延期获得本金或(以及)利息。发行债券的保险人或再保险人就用所筹集的资金进行赔付。如果损失事件没有发生，投资者就会

按照约定的利率收回本金和利息，作为使用其资金及承担风险的补偿。自其产生以来，至少有 10 家保险公司采用了巨灾债券来化解因飓风、地震或其他巨灾带来的损失。

4. 巨灾互换

这也是一种常见的转移巨灾风险的做法。此交易将一系列固定的、事先确定的付款与一系列浮动付款相交换，而后者的价值与投保事件的发生相关联。该交易可以采用互换或期权的形式，但所涉及的现金流是一样的。被保险人可以直接与另一地区的保险公司互相交换各自承保的保单，也可以通过金融中介进行。它的优势在于简单易行，固定成本较低。但是，保险公司不能将所有的风险标的同时掉换出去，否则，他们将投机于高风险标的，由此产生道德风险。如果有效地运用金融工程，还可将期货、期权、互换此 3 种衍生性产品予以组合，为巨灾保险证券化，创造出更新颖的保险工具。

5. 应急资本

应急资本的购买者有权在某一事先约定的事件发生后，在固定的时间内以固定的价格发行及出售证券，筹集现金或其他流动资产，用于处理巨灾风险赔款。这种证券可以是股票、债券或是某种混合物。例如，保险公司可以购买这样一种权利，若是与巨灾相关的损失超过一定范围，该公司则有权以事先约定的价格向投资者发行证券。应急资本与保险不同之处在于它不提供赔偿，它所提供的资本要么增加股票发行量（减损股权），要么则要求偿付。①

（四）巨灾风险证券化的运作方式

保险人向资本市场上的投资者发行巨灾风险证券，将筹集到的资本用于设立一个专门的再保险机构，称为“特殊目的机构

① SwissRe，保险业的资本市场创新，*Sigma* 2001 年第 3 期，第 16 页。

(SPV)”,类似于一家自保公司,然后由它向母公司出具传统的再保险合同。整个交易过程通常涉及四个经济主体:投保人、保险人、特殊目的机构以及投资人,其组织形式及现金流向如图 4-5 所示。

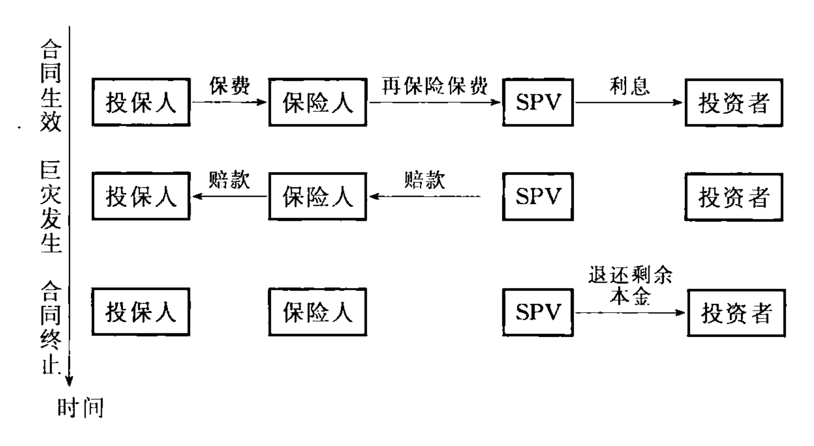


图 4-5 巨灾风险证券化的运作方式

通过这一运作方式,保险人的巨灾损失能够得到完全或足够的保险,投保人也因此得到完全或足够的保障,投资人承担了巨灾风险,其好处是得到了较高的风险报酬,并进一步分散了投资组合的总体风险。

(五)巨灾风险证券化对再保险的影响

目前,巨灾风险证券化仍处于发展的初级阶段,还需要一个不断发展和完善的过程。短期内,它对再保险并不会形成实质性的冲击,但对再保险的潜在影响是巨大的。

经过近两百年的发展,再保险已经相当成熟,长期互相合作的保险公司也非常习惯于运用再保险。虽然在对付巨灾风险时,再保险还有很多不足,但在非巨灾方面,再保险比巨灾风险证券化的适用性更强一些,所以巨灾风险证券化不可能完全取代再保险。两者的比较见表 4-2。

表 4－2 资本市场产品与再保险的比较

	巨灾债券/互换	PCS 期权	应急资本	巨灾再保险
补偿/融资	补偿购买者的损失，存在基准风险	补偿购买者的损失，存在基准风险	在损失发生时，根据事先确定的条件提供融资。无赔偿	补偿分出公司的损失
基准风险*	存在于以指数为触发点的交易中	风险高	取决于使用的指数/触发机制	风险十分小
信用风险	十分小，资本投资于由托管人持有的安全证券上	十分小，合约得到交易所的担保	十分小，资本投资于由托管人持有的安全证券上	取决于再保险公司的偿付能力
风险承担者的流动性	目前低，预期随着市场的发展会有所改善	目前低，预期随着市场的发展会有所改善	低	受转分保市场的限制
是否存在完善的承保会计原则	是	否	否	是
是否存在完善的投资会计原则	是	是	否	是
标准化	是	是	否	是
跨年度定价	依顾客需要来定	标准化	依顾客需要来定	依顾客需要来定
与再保险比较的交易成本	高，预期随着公司经验的积累而降低	低	高，预期随着公司经验的积累而降低	不适用

注：就资本市场上的保险交易而言，基准风险是指被保险人获得的补偿与其遭受的损失不同。

资料来源：SwissRe，保险业的资本市场创新，*Sigma* 2001 年第 3 期，第 18 页。

巨灾风险证券化不仅具备了很多再保险所欠缺的优越性，而且它提供了一种融资机制，使得保险市场和资本市场有机地联系起来，从而为保险业的发展提供了更为广阔的空间。从理论上讲，巨灾风险证券化提供的巨灾风险保障是充分的，但由于存在交易成本、流动性等问题，使得其发展并非一帆风顺。

可见，巨灾风险证券化和再保险各有其优越性，又各有不足，两者具有很强的互补性。这就决定了它们之间不是一方取代另一方的关系，而是相互补充、相互借鉴、共同发展的关系，两者共同构成巨灾风险的防范体系。

第二节　巨灾再保险的博弈论分析

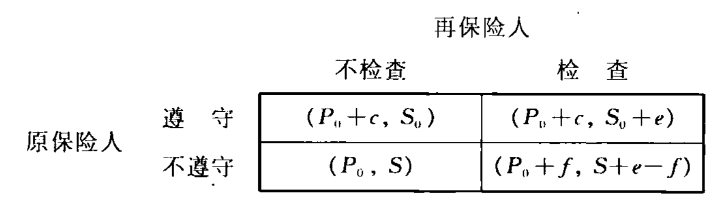
再保险交易中的道德风险，给再保险市场的发展造成了诸多危害。一方面导致了再保险资本的非最优化配置，另一方面破坏了风险可保性的基础——大数法则。为了深入研究再保险交易中道德风险产生的机理，以及更有效地防范和控制，我们引入博弈论进行分析。

博弈论是研究决策主体在给定信息结构下如何决策以最大化自己的效用，以及不同决策主体之间决策的均衡。博弈论由四个基本要素组成：一是参与人，也称为局中人，在博弈中，每个参与人都是一个决策者。这些决策者彼此之间互为对手，对手可以是个人、企业、也可以是国家。假定每个对手都是理性的，都根据实现自身利益最大化或自身损失最小化的原则进行决策；二是给定的信息结构，可以理解为参与人可选择的策略和行动空间，又叫策略集；三是效用，是可以定义或量化的参与人的利益，也是所有参

与人真正关心的东西，又称偏好或支付函数；四是均衡点，也是所有参与人的最优策略或行动的组合，在这一点上，假设其他参与人不变换策略，任何单个参与人不能以单方面变换策略来提高其效用程度。参与人、策略集、效用和均衡点构成了一个基本的博弈。博弈论可以分为合作性博弈和非合作性博弈。两者的区别在于，参与人在博弈过程中是否能够达成一个具有约束力的协议。倘若不能，则称非合作性博弈。

现在，我们以原保险人和再保险人的两人博弈为例，来构建再保险交易中的道德风险定价模型。

假定再保险合同的期望赔付额为 S，再保险保费为 P，同时假定按合同规定，原保险人必须花费 c 用于采取措施降低保险索赔，使期望赔付额降为 $S_0(S_0 < S)$，此时实收再保险保费也降为 P_0。显然，只有当 $P_0 < P - c$ 时，原保险人才愿意采取措施降低保险索赔。再保险人也可以检查原保险人是否遵守合同，检查费用为 e，若检查出原保险人没有遵守合约，那么原保险人必须向再保险人缴纳数额为 f 的罚金。在这个两人博弈中，参与人为原保险人和再保险人，原保险人有两种策略可供选择：遵守合同或不遵守合同；再保险人也有两种策略可供选择：检查或不检查。该博弈可通过矩阵表示（见图 4－6），矩阵中的元素表示在不同策略下参与人双方的支出。



		再保险人	
		不检查	检　查
原保险人	遵　守	$(P_0+c,\ S_0)$	$(P_0+c,\ S_0+e)$
	不遵守	$(P_0,\ S)$	$(P_0+f,\ S+e-f)$

图 4－6　双方的支出矩阵

再假定原保险人支付再保险保费和罚金给再保险人，再保险人也赔偿原保险人损失，都不涉及第三者利益，于是双方的净收益

矩阵如下，见图 4 - 7。

		再保险人	
		不检查	检　查
原保险人	遵　守	$(S_0-P_0-c,\ P_0-S_0)$	$(S_0-P_0-c,\ P_0-S_0-e)$
	不遵守	$(S-P_0,\ P_0-S)$	$(S-P_0-f,\ P_0+f-S-e)$

图 4 - 7　双方的净收益矩阵

就原保险人而言，只有当罚金数额大于采取防灾措施的费用以及由此引起的赔偿的差额之和，即 $f > c + S - S_0$（或者 $S - P_0 - f < S_0 - P_0 - c$）时，所付罚金才有助于制止道德风险的产生；就再保险人而言，只有当所收罚金超过检查费用，即 $f > e$ 时，才值得检查原保险人的行为。为了讨论问题的方便，现在引入一个混合策略，假设原保险人遵守合同规定、采取防范措施的概率为 u，再保险人检查原保险人行为的概率为 v，则双方的期望净损益为

$$\begin{aligned}E_{原}(u,\ v) &= u(1-v)(S_0-P_0-c)+uv(S_0-P_0-c)\\&\quad+(1-u)(1-v)(S-P_0)+(1-u)v(S-P_0-f)\\&=S-P_0-u(c+S-S_0)-(1-u)vf\end{aligned} \tag{4.11}$$

$$\begin{aligned}E_{再}(u,\ v) &= u(1-v)(P_0-S_0)+uv(P_0-S_0-e)\\&\quad+(1-u)(1-v)(P_0-S)+(1-u)v(P_0+f-S-e)\\&=P_0-S+u(S-S_0)+(1-u)vf-ve\end{aligned} \tag{4.12}$$

根据纳什均衡的定义，当$(\bar{u},\ \bar{v})$满足下列条件时，

$$E_{原}(\bar{u},\ \bar{v}) \geqslant E_{原}(u,\ \bar{v}) \tag{4.13}$$

$$E_{再}(\bar{u},\ \bar{v}) \geqslant E_{再}(\bar{u},\ v) \tag{4.14}$$

混合策略$(\bar{u},\ \bar{v})$是博弈的纳什均衡点。由式(4.13)和

(4.14),可得到唯一的纳什均衡点为:

$$\bar{u} = 1 - \frac{e}{f},\ \bar{v} = \frac{c + S - S_0}{f} \qquad (4.15)$$①

此时,原保险人和再保险人的净损益分别为

$$E_{原}(\bar{u},\ \bar{v}) = S_0 - P_0 - c \qquad (4.16)$$

$$E_{再}(\bar{u},\ \bar{v}) = P_0 - S_0 - \frac{e}{f}(S - S_0) \qquad (4.17)$$

显然,$E_{再}(\bar{u},\ \bar{v}) \geqslant 0$,否则再保险人会拒绝提供再保险。所以

$$P_0 - S_0 - \frac{e}{f}(S - S_0) \geqslant 0 \qquad (4.18)$$

即

$$P_0 \geqslant S_0 + \frac{e}{f}(S - S_0) \qquad (4.19)$$

因此,若不计风险报酬与管理费用,则再保险人可以接受的最低再保险保费水平为:

$$\min P_0 = S_0 + \frac{e}{f}(S - S_0) \qquad (4.20)$$

等式右边第一项 S_0 表示保单的期望赔付额,也就是再保险纯保费,第二项$\frac{e}{f}(S-S_0)$即为道德风险价格。不难看出,道德风险的价格与检查费用及采取防范措施后的收益成正比,与罚金 f 的数额成反比。

将式(4.20)代入式(4.16),可得原保险人的净损益为

---

① 这个均衡的另一个解释是:遵守合同规定、采取防范措施的原保险人占$(1-e/f)$的比例,不遵守合同的比例为 e/f;再保险人随机地检查$(c+S-S_0)/f$比例的原保险人遵守合同的情况。

$$E_{原}(\bar{u},\bar{v}) = -c - \frac{e}{f}(S - S_0) \tag{4.21}$$

即原保险人的净支出为 $c+\frac{e}{f}(S-S_0)$，其中包括了道德风险的费用。尽管原保险人也许已经采取了全部的防范措施，但由于存在道德风险的可能性，再保险人会把这看作是额外的风险，并相应地在再保险保费上体现出来。

当然，在正常的损失情况下，通过发展原保险人和再保险人的长期合作关系、采用经验费率或追溯费率等方法，可以在一定程度上减小道德风险。然而，在发生巨灾损失后，这些约束就大打折扣了。

此外，传统再保险合同的签订很大程度上取决于双方能否对特定的保险责任形成相似的预期损失分布。如果预期差别过大，就难以达成通常的再保险交易。为了缓解巨灾再保险压力，提高承保能力，业内人士将目光投向资金实力雄厚的资本市场，希望寻找到巨灾再保险的替代品或补充方式，由此引发了一场传统再保险经营理念的变革。

第三节　巨灾债券的 DCF 定价方法探讨

一、巨灾债券的 DCF 定价方法

巨灾风险证券化产品能否顺利发行，定价问题是必须解决的重要环节。我们以巨灾债券为例对这类特殊的金融产品的定价进行精算分析。为简单起见，假定所研究的巨灾风险为二元结构，即只考虑巨灾发生与不发生两种状态，其发生概率分别为 q 和 $1-q$，

并假设存在无风险的证券利率，其年利率为 r_f。巨灾债券按照投资者是否承担本金和利息的风险，可以分为利息与部分本金存在风险、只有利息存在风险、利息与全部本金均有风险等类型，我们采用现金流量折现法(DCF)逐一进行精算分析，揭示巨灾债券的定价机理。

（一）利息与部分本金存在风险的巨灾债券

一般来说，利息与全部本金均有风险的巨灾债券对投资人而言风险很大，可能会影响这类投资产品的吸引力和发展空间。而且，对保险人而言，也没必要将所有本金的风险转移给投资者，因为发生保险事故时，被保险人通常会以免赔额或约定比例(如20%或30%)的方式自担一些风险，不必用投资者的全部本金来偿还保险责任。因此从巨灾债券供需双方的角度出发，可以设计一种当巨灾发生时仍然对投资者支付一定比例本金的巨灾债券，即利息与部分本金存在风险的巨灾债券。

假设巨灾债券面值为 V，票面利率为 r，期限为一年，年末付息，本金和利息均有风险，即只有在一年的保险期限内未发生预先界定的巨灾事件，债券发行人——保险人才支付本息 $V(1+r)$；如果巨灾发生，投资者仍可以获得 $Vt(0<t<1)$ 的本金，但不能获得利息。假定巨灾在一年内发生的概率为 q，则到年末时，投资者的预期收入为

$$FV = V(1+r)(1-q) + Vtq \tag{4.22}$$

假定无风险利率为 r_f，则其精算现值为

$$PV = \frac{FV}{1+r_f} = \frac{V(1+r)(1-q)+Vtq}{1+r_f} \tag{4.23}$$

式(4.23)即该种巨灾债券的定价公式。保险人将发行巨灾债券所获得的资金 PV 用来购买传统意义上的债券(以下简称为"传

统债券”)，面值也为V，票面利率为r_0。由于传统债券的风险相对于巨灾债券小，所以$r_0 < r$。同样是年末付息，期限一年。为了产生与巨灾债券相同的预期现金流$V(1+r)$，仅仅用资金PV购买传统债券是不够的。假定保险人购买传统债券的资金为$PV+P$(P为保险人需要另外支付的成本)，购得的传统债券的面值为$V(1+k)(k>0)$，使得

$$V(1+k)(1+r_0) = V(1+r) \tag{4.24}$$

即k满足

$$k = \frac{1+r}{1+r_0} - 1 = \frac{r-r_0}{1+r_0} \tag{4.25}$$

显然有

$$PV + P = \frac{V(1+k)(1+r_0)}{1+r_f} \tag{4.26}$$

由式(4.23)、式(4.24)和式(4.26)可得

$$\begin{aligned} P &= \frac{V(1+k)(1+r_0)}{1+r_f} - \frac{V(1+r)(1-q)+Vtq}{1+r_f} \\ &= \frac{V(1-t+r)q}{1+r_f} \end{aligned} \tag{4.27}$$

保险人发行巨灾债券购买传统债券①，该笔交易的结果是，如果巨灾未发生，则保险人用传统债券的利息收入支付巨灾债券的利息费用，净现金流为0；如果巨灾发生，保险人仍然可以得到传统债券本息$V(1+k)(1+r_0)$，或者$V(1+r)$，同时偿还投资者本金Vt，但不必支付巨灾债券利息。这相当于保险人购买了一个一年

① 这里为了简化问题的处理，忽略了巨灾债券和传统债券的交易成本，也不考虑其违约风险。

期的巨灾再保险合同，保额为 $V(1+r-t)$，因此提高了保险人的承保能力。其费率为

$$p=\frac{P}{V(1+r-t)}=\frac{q}{1+r_f} \tag{4.28}$$

（二）只有利息存在风险的巨灾债券

这种债券实际上是第一种巨灾债券当 $t=1$ 时的特例。此时，其定价公式为

$$PV=\frac{V(1+r)(1-q)+Vq}{1+r_f} \tag{4.29}$$

将 $t=1$ 代入式(4.27)得保险人需要支付的成本为

$$P=\frac{Vrq}{1+r_f} \tag{4.30}$$

该笔交易的结果是，在保险期限内，如果不发生巨灾，保险人的用传统债券的利息收入支付巨灾债券的利息费用，净现金流为0；如果发生巨灾，保险人仍然可以得到传统债券利息 $V(1+k)r_0$，或者 Vr，但不必支付巨灾债券利息，从而将保险人的承保能力提高了 Vr。其费率与式(4.28)表示的相同。

（三）利息与全部本金存在风险的巨灾债券

这种债券是第一种巨灾债券当 $t=0$ 时的特例。此时，其定价公式为

$$PV=\frac{V(1+r)(1-q)}{1+r_f} \tag{4.31}$$

将 $t=0$ 代入式(4.27)得保险人需要支付的成本为

$$P=\frac{V(1+r)q}{1+r_f} \tag{4.32}$$

该笔交易的结果是，在保险期限内，如果不发生巨灾，保险人用传统债券的利息收入支付巨灾债券的利息费用，净现金流为0；如果发生巨灾，保险人仍然可以得到传统债券本息$V(1+k)(1+r_0)$，或者$V(1+r)$，但不必支付巨灾债券本息，从而将保险人的承保能力提高了$V(1+r)$。其费率与式(4.28)表示的也一样。

显然，原保险人是选择购买再保险还是通过发行巨灾债券来提高承保能力对付巨灾风险，在不考虑违约风险的情况下，关键是比较两者成本(即费率)的大小。

二、巨灾债券发展中存在的问题

巨灾债券要发展成为一种成熟的风险分散工具，还需要解决交易成本、流动性、透明度、法律和监管等问题。

(一) 交易成本问题

通过资本市场进行巨灾风险证券化成功与否的首要条件是，该交易是否具有价格(包括发行和管理等交易成本)竞争力。目前，巨灾债券与再保险相比，在成本上没有任何优势，这是巨灾债券发展的致命弱点。发行巨灾债券需要投资银行、风险评估机构、信用评级机构、律师等的参与，相关费用不菲，而且保险公司需要向投资者提供大量与债券发行有关的信息，这也会增加发行的费用。显然，交易成本问题没有真正解决之前，巨灾债券就不可能成为一种成熟的创新，它的普遍运用也就不可能。

(二) 流动性问题

流动性是巨灾债券能否发行成功的关键因素。如果巨灾债券的流动性好，那么投资者的风险就小，则其对投资者的吸引力就大，巨灾债券市场就会繁荣壮大起来；如果流动性差，则投资者的风险就大，巨灾政权就难以吸引投资者，巨灾债券市场就很难取得突破式发展。

(三)透明度问题

一般来说,资本市场的透明度高于保险市场,巨灾债券可以利用这一优势,与再保险市场展开竞争。但传统再保险已成为一种规范的、广为接受的风险转移方式,再保险行业是全球性的、完善的,并拥有承担广泛风险的专业知识。巨灾债券交易要想获得成功,其透明度优势必须能够超过再保险人的信息优势和技术优势。

(四)法律和监管问题

巨灾债券是一种新生事物,它跨越保险市场和资本市场这两大市场,因此法律方面的问题比较复杂。同时,证券、保险监管机构对此也有一个逐步熟悉的过程,法律规定、税收制度、会计制度的制定和完善更是一个长期过程。

5 第五章

再保险精算的应用与研究展望

对再保险精算的讨论是为了应用。本章在分析了我国再保险业发展的现状及存在的主要问题的基础上，讨论了再保险精算在我国的应用，并提出了发展再保险精算的一些建议，最后展望了再保险精算问题进一步研究的领域与发展方向。

第一节　中国再保险业发展的现状及存在的问题

一、中国再保险业发展的历史

自 1980 年我国保险业恢复开展之后，一直到 1988 年，国内的保险公司只有中国人民保险公司一家[①]，再保险业务也由其专营。由于是国有独资保险公司，风险由国家财政兜底，人民币业务一直不办理分保，涉外业务则须分出去。

1988 年 3 月和 1991 年 4 月，中国平安和太平洋保险公司相继

---

① 1986 年 7 月 15 日设立的新疆生产建设兵团农牧业生产保险总公司，最初主要经营新疆生产建设兵团范围内的农牧业保险，1988 年以后逐步扩展到财产险和寿险等领域。2002 年 10 月 18 日更名为中华联合财产保险公司，并且业务区域扩展到全国。

设立。根据中国人民银行1985年4月颁布实施的《保险企业管理暂行条例》第18条规定“保险企业必须至少将其经营的全部保险业务的30%向中国人民保险公司办理再保险”和第20条规定“除国家保险管理机关特别指定的保险企业外,任何保险企业均不得向国外保险公司或经营保险的人分出或者接受再保险业务”,由中国人民保险公司再保险部代行国家再保险公司的职能。为了引入竞争,提高经营效率,1992年国务院与中国人民银行允许平安和太平洋两家保险公司可以经营国内外再保险业务。1995年10月开始实施的《保险法》又默认了其他商业保险公司的这一权利,并将法定分保比例由30%降为20%,从而使国内再保险经营的垄断局面被打破,各公司的再保险业务都得到了一定的发展。

1996年7月,中国人民保险公司改制为集团公司,并成立了中保再保险有限公司。至此,国内才有了一家经营再保险业务的专业公司。1999年3月,中国再保险公司在中保再保险有限公司的基础上组建成立。2003年12月,中国再保险公司改组为中国再保险(集团)公司(以下简称“中再集团”),中再集团以投资人和主发起人的身份控股设立中国财产再保险股份有限公司、中国人寿再保险股份有限公司以及中国大地财产保险股份有限公司。重组后的中再集团注册资本39亿元,中再产险主营财产险再保险业务,注册资本8亿元;中再寿险主营寿险再保险业务,注册资本也是8亿元;中国大地经营财产直接保险业务,注册资本为10亿元。中再集团对上述3家子公司分别控股45%、45.1%和60%[①]。2007年10月,改制为中国再保险(集团)股份有限公

① 赵健、刘嵘,中国再重组改制实现股权多元化,中国保险报,2003年12月23日。

司,由国家财政部和中央汇金投资责任有限公司发起设立,注册资本为人民币 361.5 亿元,两大股东各持 14.5%和 85.5%的股权,自此跨入专业化、集团化、国际化经营的全新时期。目前,中再集团控股 6 家子公司:中国财产再保险股份有限公司、中国人寿再保险股份有限公司、中国大地财产保险股份有限公司、中再资产管理股份有限公司、中国保险报业股份有限公司、华泰保险经纪有限公司。拥有再保险、直接保险、资产管理、保险经纪、保险传媒等完整保险产业链,形成了多元化和专业化的集团经营架构与管理格局。2010 年,中再集团合并业务收入 382.69 亿元,其中合并保费收入 381.29 亿元,合并总资产首次突破千亿元大关达到 1 016.13 亿元。

随着中国加入 WTO,国外再保险巨头也纷纷进入中国开业。全球最大的再保险公司——德国慕尼黑再保险公司在中国的机构于 2003 年 10 月 24 日在北京宣告成立。由此,慕尼黑再保险成为第一家可以在中国经营人民币业务的外资再保险公司,随后瑞士再保险于 2003 年 12 月 19 日在北京成立分公司,通用科隆再保险、劳合社再保险、法国再保险、汉诺威再保险、太平再保险等再保险公司分公司也相继开业。此前,在中国只有一家专业再保险公司,即中国再保险公司。慕尼黑再、瑞士再等的进入显然打破了中国再保险的专业垄断局面。

二、中国再保险业发展中存在的问题

近些年来,随着直接保险业务的飞速增长,带动了我国再保险业的快速发展。但在再保险业快速发展的背后,也存在不少的问题,主要表现在以下四个方面。

(一) 再保险经营机构相对单一,市场主体结构不合理

截至 2010 年年底,我国再保险市场的主体包括 9 家专业再保

险公司和多家直接保险公司。9 家专业再保险公司即中国人寿再保险、中国财产再保险、太平再保险、慕尼黑再保险、瑞士再保险、通用科隆再保险、劳合社再保险、法国再保险和汉诺威再保险，直接保险公司包括中国人民保险公司、中国平安保险公司和中国太平洋保险公司等，其中大部分都是 2003 年以后成立的。至于其他直接保险公司，其再保险业务很有限。

面对迅速发展壮大起来的直接保险市场，由于长期只有两家国有独资专业再保险人，无论就其主体的质量、数量，还是其客体的规模，都无法满足国内保险市场上万亿元保险责任的分保需求。中再集团一方面代理行使国家再保险公司的职能，另一方面，作为商业性的专业再保险人又基本垄断了国内再保险市场。这种缺乏竞争的、垄断的再保险主体市场结构，无疑延缓了民族再保险市场的发展，难以提高中国再保险业的国际竞争力。

（二）再保险经营模式粗放，产品单一

由于长期以来我国只有两家国有独资专业再保险人，因此再保险产品和定价采用的是由政府部门统一管理的模式，且价格体系具有风险要素较少、风险分类较粗、定价过于简单和粗放的特点。在这种统一和单一的定价体系下，忽视了不同客户群在风险特征和风险水平上的差异，忽视了不同地区之间风险的现实差异，忽视了不同的经营主体之间经营水平的差异，这种粗放的经营模式带来了一系列的市场问题。

如在商业分保方面，因国际再保险人具备技术、服务、手续费等优势，国内业务大量流向国际市场，直接导致我国保险服务贸易结果体现为逆差。以 2000 年为例，当年 19 亿元的商业分出保费中，国内分出业务只有 1.4 亿元，仅占 7.37%。而向境外分出 17.6亿元，同时从境外摊回分保赔款 6.3 亿元，摊回分保手续费 4.6 亿元，综合赔付率为 62%；当年从境外分入保费为 3.9 亿元，向境外支付赔款 2.4 亿元，支付手续费 0.89 亿元，综合赔付率为

84.4%。收支相抵，差额高达6.09亿元①。到目前为止，再保险务仍是我国保险服务贸易逆差中最大的业务，说明其国际竞争力有待提高。

（三）再保险精算和管理等方面的专业人才缺乏

办理再保险，比经办直接保险业务涉及面更广泛，所需知识更为专业和精深。尤其是对风险的评估、风险单位的划分、最优再保险的选择、自留额的确定、再保险费率的厘定等方面，都要求再保险人有非常高的精算水平和业务管理技能。而国内由于各家参与再保险业务的公司过于关注短期利益，未能从长远角度看待再保险，从而丧失了许多通过再保险业务的开发来造就一批专业人才的机会。人才的缺乏是我国在再保险业务探索方面仍处于低水平、粗放经营的重要原因之一。

（四）再保险统计数据积累严重不足

严格地说，我国的再保险市场是从1996年以后才开始发展起来的，远远落后于直接保险市场。由于发展时间短，而且有些保险公司的再保险业务操作不够规范，保险统计口径不一，使得可供利用的再保险数据非常欠缺，也在一定程度上影响了再保险产品的开发。

入世后，我国保险业开放速度最快的是再保险领域。根据我国的入世承诺，加入世贸组织时，即可允许外国（再）保险公司以合资公司、分公司和子公司的形式提供寿险和非寿险的再保险业务，且没有地域限制或发放营业许可的数量限制；入世后的4年内，20%的法定分保业务将完全取消。也就是说，根据“入世”承诺，中国再保险市场已在2006年全部开放。这些问题如果仍不能得到很好的解决，必将成为制约我国再保险业发展的瓶颈。

---

① 邱冉，借“两会”议政求政策保险业三大提案寻支持，21世纪经济报道，2003年3月11日。

第二节 再保险精算的应用与政策建议

一、再保险精算的应用

(一) 最优再保险的运用

在实务中,由于环境、目标、最优标准的不同,最优再保险也会随之而变化。

1. 比例再保险的运用

(1) 成数再保险的运用。

成数再保险具有手续简便、合同双方利益一致的特点,这决定了它的广泛运用。一般来说,资本雄厚、历史悠久的保险公司较少采用成数再保险。成数再保险多运用于新的公司、险种和特种业务。具体来说,主要运用于以下几个方面。

① 新创或规模小的保险公司。由于缺乏业务经验,对自留额的确定难以把握,采用成数再保险,可以得到再保险人在风险分析、承保审定、赔款处理等技术方面更多的支持。

② 新业务、新险种。由于统计资料和经验的缺乏,保险人对未来的风险状况一般难以准确地评估,为了稳妥起见,采用成数再保险方式易于得到各分保接受人的理解和支持。

③ 转分保业务。要重新分配限额,采用其他的分保方式往往手续比较繁琐,因此一般都采用易于计算的成数再保险。

④ 公司内部分保。属于同一资本系统的子公司和母公司之间,以及集团内部分保,为了简化分保手续,也多采用成数方式进行分保。

当然,成数再保险也有其不足之处。如果承保标的风险情况良好,则容易造成利润损失,不利于保险公司加速发展壮大;相反,

当业务质量较差时，分出人又不能减少自留。此外，如果在原保险合同中存在保额高低不齐的问题，在成数分保之后仍然存在。虽然合同中通常设有最高限额，但这是为防止责任累积而设置的，并非为了使风险责任均衡化。因此，成数再保险并不能完全解决分出公司分散风险的需要，还必须借助其他再保险方式来分散风险。但成数再保险的优点是主要的，这是其被广泛采用的主要原因。

(2) 溢额再保险的运用。

相对于成数再保险而言，在溢额再保险中，由于分出公司可以根据不同业务种类、质量和性质以及自身承担风险的能力，确定最佳自留额，因此溢额再保险对再保险业务的安排灵活而具有弹性，并且在一定程度上可以均衡风险责任。

一般来说，对于风险较小、利益较优的业务，分出公司多采用溢额再保险方式，以保留较多的保费收入；对于业务质量优劣不齐、保险金额不均匀的业务，往往采用溢额再保险来均衡保险责任；对于风险较高、保额较大的业务，则可以发挥溢额再保险的分层功能，来分散与消化风险。所以，溢额再保险也是实务中应用相当广泛的再保险方式。

不过，溢额再保险的业务账单是按逐笔保单计算其自留额和分保比例，并按各自比例计算保险费和赔款的分配，因此编制账单时比较烦琐费时。此外，溢额再保险也不能完全体现合同双方利益的一致性，如果保单保额都集中在自留额以内，那么分出公司的累积赔款可能会比较高；反之，若是巨额赔款较多，则接受公司的经营结果必然要出现严重亏损。因此，溢额再保险还有赖于其他再保险方式的支持。

2. 非比例再保险的运用

(1) 非比例再保险的优缺点[①]。

---

① 赵苑达主编，再保险学，中国金融出版社，2003 年 1 月第 1 版，第 84 页。

① 与比例再保险相比，非比例再保险的优点在于：

Ⅰ. 非比例再保险以少数的大额赔款与多数小额赔款以及年度赔款的累积为对象，既可以保障单一风险所导致的损失，又可以保障一次事故导致的群体风险造成的损失总和或责任的累积，尤其是它对于巨额风险的保障作用，是其他任何再保险方式所无法比拟的。

Ⅱ. 非比例再保险起赔点以内的大量小额赔款由分出公司自负，且分保费一般按年结算支付，虽然多采用年初预付保费的方法，但都以最低额计算，因此分出公司保有总保费的绝大部分，这对于资金的周转和运用非常有利。

Ⅲ. 非比例再保险无须分出公司编制业务报表，且账务计算比较简单，通常是年初预付保费，年终予以结算，可以节省经营费用。

Ⅳ. 在非比例再保险中，分入公司可以较早获得保险费，而且既不需要提存保险费或赔款准备金，也不需要支付再保险手续费，可以充分地对资金加以运用。

② 与比例再保险相比，非比例再保险的缺点在于：

Ⅰ. 非比例再保险合同多为一、两年的合同，分出公司必须经常接洽续约事宜，既繁琐又无把握。

Ⅱ. 非比例再保险中没有佣金的规定，分入公司不分摊承揽及管理业务的费用，所以分出公司对费用的负担较重，对其财务有一定的影响。

Ⅲ. 非比例再保险通常不要求分入公司提存准备金，使得分出公司得不到分入公司履行义务的保证，使分出公司承担着一定的信用风险。

Ⅳ. 非比例再保险费率不像原保险那样有客观的标准，费率厘定的条件随时可能发生变化，没有一定的规律，给较为合理地制定再保险费率带来一定的困难。

Ⅴ. 在非比例再保险合同中,分出公司自负责任额的确定与保险金额及风险大小无直接关系。且分出公司支付较少的保费,就可以得到巨额赔款的保障,这样有时难免诱发个别承保人舍弃应有的核保标准,或掩盖经营管理中的问题,以致分入公司暴露在分出公司承保人员的道德风险之下。

(2) 非比例再保险的运用。

① 超额赔款再保险的运用。超额赔款再保险在火灾保险、海上保险、意外伤害保险、责任保险等方面都有广泛的运用。之所以如此,是因为它能在一定程度上弥补比例再保险的不足。

分出公司在利用比例再保险分散风险责任时,仍然会在不知不觉之中承担非常巨大的保险责任。比如,在成数再保险中,要对每一风险单位设置最高限额;而在溢额再保险方面,无论原保险人如何谨慎经营,仍难免风险累积的情况发生。以责任保险为例,责任事故的发生,通常涉及大量的人和物,赔款数额之大难以预料。即便采用比例再保险赔偿后,往往在限额之外还有巨额赔款,仍须由原保险人承担。如果借助超额赔款再保险,则可以解除原保险人的这种威胁。

② 赔付率超赔再保险的运用。赔付率超赔再保险主要适用于农作物雹灾险和年度变化较大、经营很难稳定的业务。对于小额损失集中而累积繁重的情况已有数年,且不能在短期内缓和解决时,往往要采用这种再保险方式。

赔付率超赔再保险具有保护分出公司承保业绩的作用,使其不至于因一年内发生大量中小赔款的累积,以致赔付率过高而出现严重的业务亏损,即将亏损控制在分出公司的财力等各方面条件所能承受的范围内。

赔付率超赔再保险是在其他各种再保险都已完成赔付之后才负责的最后的保险,是非比例再保险从点(险位超赔)到面(事故超赔)最后至空间(赔付率超赔)的立体发展的结果。

（二）再保险自留额模型的运用

本书在第二章花费了很大的篇幅讨论四种再保险自留额的理论模型，但实际上自留额的确定受到很多因素的影响，其中既有模型已经考虑的因素，也有模型所未考虑的因素。在具体应用时，必须综合考虑，注意假设条件的有效性，必要时须对模型进行假设检验。否则，模型的计算结果可能与实际的自留额额度差异太大。

在相对自留额模型中，是将要分保的保险组合分类之后，对每类保险标的制定不同的自留额。分类提高了计算结果的准确性与合理性，但也大大增加了保险人的工作量。此外，由于期望利润和方差属于绝对指标，所以计算的结果在不同保险公司之间缺乏可比性，同时也增加了保险部门监管的难度。

在财务稳定系数模型中，由于财务稳定系数 K 是一个无单位的相对指标，所以适合于不同保险公司之间的比较，在这一点上要比相对自留额模型强。但财务稳定系数模型有两个不足之处：一是由于在建立模型时，必须考虑保险公司原有业务的影响，因此它不适用于新开业保险公司应用；二是计算过程相当复杂。

与相对自留额模型不同的是，在绝对自留额模型中，不再对每一类风险单位分别考虑，而是将整个要分保的保险组合看作一类风险单位。这使得保险人的计算量大大减少，但如果风险单位的同质性不是很好，则计算结果会比较粗糙。不过，由于绝对自留额模型是将破产概率作为风险度量的指标，所以有利于不同保险公司之间的比较，同时也有利于保险监管机构对保险公司偿付能力的监管。

调节系数模型与绝对自留额模型一样，也是以破产概率作为风险度量的指标。但与绝对自留额模型不同的是，由于调节系数在不同保险公司之间的可比性不高，而且保险人一般不容易确定期望的调节系数水平，所以对调节系数直接调整的做法并不可取。

（三）再保险定价模型的运用

本书对再保险的定价，讨论了杜马表格法、损失分布法及损失分布模拟法。假如掌握了原保险人非常详尽的损失统计资料，那么杜马表格法是计算超额赔款再保险纯费率的一种非常有效的方法，可以得到不同起赔点下分层的纯费率。

如果难以了解原保险人如此详尽的损失统计资料，但能够知道原保险人赔付总额的损失分布情况，则可以使用损失分布法求出再保险人赔付总额的均值和方差，然后根据保费计算的期望值原则、方差原则或标准差原则，直接求出再保险的纯保费。

但损失分布法应用的前提条件是必须能够知道原保险人赔付总额的损失分布情况。如果损失分布未知，或者难以就出显示解，则须采用损失分布模拟法，即先根据原始资料拟合出赔付总额的损失分布，然后采用模拟方法求出再保险人赔付总额的均值和方差，再根据保费计算的期望值原则、方差原则或标准差原则，求出再保险的纯保费。

（四）我国的巨灾风险与再保险

我国是世界上自然灾害最为严重的国家之一。如何设计和建立并逐步完善我国的巨灾风险应对机制，是摆在政府和保险界面前迫切需要解决的一个重要课题。它对于我国受灾地区生产和生活的恢复，乃至整个国家的社会稳定和经济发展，都具有十分重要的意义。

1. 我国的巨灾风险概述

中国地域辽阔，是一个多自然灾害的国家，除火山爆发外，各种自然灾害频繁发生。比较严重的自然灾害，首先是地震，我国是地震比较活跃的国家，位于世界上环太平洋地震带和喜马拉雅山、阿尔卑斯山两个地震带的包围中；其次是水涝灾害，“水灾一条线”，对于我们这样一个农业大国来讲这是最大的灾害类型，因为覆盖面非常大，黄河、长江的水灾几乎是年年有；第三是旱灾，21

世纪全世界都出现了淡水危机，而我国700多个城市中有2/3处于缺水状态；第四是台风，风暴潮多发生在沿海经济发达地区。还有就是我国山地多出现的滑坡、崩塌和泥石流等。此外，各种人为因素也造成了很多灾难的发生。我们以20世纪发生在中国的几次大灾为例来说明。

20世纪全球造成死亡20万人以上的两次大地震，都发生在我国，分别是1920年的宁夏海原大地震与1976年的河北唐山大地震，其中前者造成23.4万人死亡，后者造成24.2万人死亡。

1929年陕西发生了百年不遇的大旱，旱灾吞噬了250万人的生命，这是20世纪中国饥荒史上最为惨烈的一场灾难。

1938年6月，为阻止日本侵略军西进，蒋介石下令在郑州北郊花园口掘开黄河大堤，以水代兵，从而使豫、皖、苏三省44县市受灾，黄水泛滥面积达5.4万多平方公里，造成89万余人死亡，1 200多万人流离失所，财产损失达95 280多亿元[①]。

1987年5月，黑龙江省大兴安岭经历了历史上前所未有的灾难。一场特大森林火灾，烧毁了100万公顷的森林，204人葬身火海，226人被烧成重伤，56 092人无家可归，造成直接经济损失5亿元，而环境损失则达到100亿元。

1998年的长江大洪水给我国造成的直接经济损失高达2 500亿元。

在表5-1中，我们列举了1994—2010年以来民政部统计的我国自然灾害情况。可以看出，近几年来，除了个别年份损失偏大以外，每年的各种自然灾害都要带来2 000亿元左右的直接经济损失，而国家相应的救灾资金虽然在不断提高，但与损失相比还是非常有限。

---

① 郭学德、郭彦森、席会芬著，百年大灾大难，中国经济出版社，2000年9月第1版，第96页。

表 5-1 1994—2010 年我国自然灾害情况

年份	受灾人口（人）	因灾死亡（人）	绝收面积（公顷）	直接经济损失（亿元）	国家救灾资金（亿元）
1994 年	2.54 亿*	8 549	—	1 876.0	18.0
1995 年	2.40 亿	5 561	560.0 万	1 863.0	23.5
1996 年	3.23 亿	7 273	535.0 万	2 882.0	30.8
1997 年	4.78 亿	3 212	642.0 万	1 975.0	28.7
1998 年	3.50 亿	5 511	761.4 万	3 007.4	83.3
1999 年	3.53 亿	2 966	679.7 万	1 962.0	35.6
2000 年	4.56 亿	3 014	1 015.0 万	2 045.3	47.5
2001 年	3.70 亿	2 538	822.0 万	1 942.2	41.0
2002 年	3.70 亿	2 840	655.8 万	1 717.4	55.5
2003 年	4.90 亿	2 259	854.6 万	1 884.2	52.9
2004 年	3.40 亿	2 250	436.0 万	1 602.3	40.0
2005 年	—	2 475	459.7 万	2 042.1	43.1
2006 年	—	3 186	540.9 万	2 528.1	49.4
2007 年	3.98 亿	2 325	574.7 万	2 363.0	79.8
2008 年	4.78 亿	88 928	403.2 万	11 752.4	—
2009 年	4.79 亿	1 528	491.8 万	2 523.7	174.5
2010 年	4.26 亿	6 541	486.0 万	5 339.9	—

注：标 * 的数字为成灾人口数。
资料来源：根据民政部统计公报整理。

2. 我国现行的救灾体制及其不足

(1) 政府救灾与社会捐赠。

长期以来，我国形成了以国家财政为后盾进行灾后救济的救

灾体制,巨灾风险大部分由国家财政来承担。然而,这种以政府无偿救济为主体的救灾体制,已经越来越难以适应市场经济发展的需要。原因有四个方面:一是由于巨灾风险发生的随机性,使得财政很难临时筹集到用于应付巨额救灾的资金;二是财政救灾资金的大量支出,常常会牵涉财政赤字;三是我国连续多年实施积极的财政政策,财政补贴力度也较为有限;四是养成了灾民灾后坐等国家救济的观念。

社会捐赠(包括国际援助)也是我国对付巨灾风险采取的措施之一,但其力度总归有限。例如,1998 年属重灾年份,面对特大洪涝灾害,各级民政部门在全国组织发动了建国以来规模最大的救灾捐赠活动。紧急募集境内外捐赠款物达 134 亿元,其中接受现金为 64 亿元,接受衣被 3 亿件,衣物折价 70 亿元,为中国有史以来接收捐款捐物最多的一年,大大缓解了灾区的燃眉之急。但比起洪水造成的 2 500 亿元经济损失来说,还是杯水车薪。

(2) 巨灾保险的供需矛盾。

中国内地属于自然灾害多发区,每年因自然灾害、重大事故所遭受的经济损失数以千亿元人民币计,而像洪水保险、暴风雨雪保险、地震保险等防范巨灾风险的基本保险险种却几乎一片空白。国家法律《防洪法》及《防震减灾法》均明确表示,国家鼓励并扶持开展相关保险业务。

长期以来,为了体现我国社会主义性质,巨灾(主要指地震、洪水、暴雨等自然灾害)以基本条款形式列入财产保险承保责任。我国是自然灾害多发区,由于我国再保险市场不发达,分保方式单一,巨灾保险损失基本上是在直接保险公司内部自行消化;此外,一些保险公司为了扩大保险业务,曾一度擅自扩展巨灾如地震承保责任,这些都严重威胁到保险公司经营、生存和发展。鉴于这种状况和我国保险业实际承保能力与技术限制,国家对巨灾保险进行了一些政策上调整,例如,1996 年 7 月财产保险基本条款中删除了

地震、洪水、台风等巨灾风险的保险责任;2000 年和 2001 年,保监会连续下发了关于地震保险通知,指出“地震险只能作为企业财产保险的附加险,不得作为主险单独承保”,以及国际分保原则等等。

1996 年 5 月包头发生大地震之前,费率较低,土木结构的是 2‰,砖混结构的是 4‰。如果农村里的一座新房造价为 4 万元,当时保费则只需 160 元,他可能会考虑买这份保险。但发生大地震之后费率上升为 10%,同样造价的房子需要 4 000 元保费,是当地富裕村农民一家将近 3 年的收入。一般农民是绝对没有这种实力的,即使很有投保意识。

从市场供需的角度看,传统保险市场日趋饱和,可开拓的空间愈来愈小;而巨灾保险市场的需求却远远超过目前保险业的供给能力,形成巨大的反差。因此,研究和开发巨灾保险,不仅能满足巨灾投保人的需求,还能为保险业提供新的增长能力。

随着人口增加、财富集中、整体国民物质水平提升,巨灾所带来的经济损失将超越国家财政能力。政府财政的基本原则是量入为出,巨灾风险的随机性若由国家预算承受,势必影响财政支出的平衡与稳健。因此,从供需来看,中国内地巨灾保险供给缺口很大。1998 年长江发生的特大洪水造成直接经济损失 300 亿美元,而其中仅 3.27 亿美元财产得到保险赔款。2003 年 11 月,标准普尔的一份研究报告在评价我国保险业时说,如果要达到足够的资本总额水平,内地非寿险业需要增加资金人民币 70 亿—100 亿元。

3. 巨灾风险的应对策略

(1) 建立有政府参与的巨灾保险和再保险制度。

地震、洪水、台风等巨灾,在风险分类上属极低频率/极高强度的风险,因此传统上不属于理想的可保风险。而保险业自身资本规模有限,有效承保能力严重不足,对巨灾风险缺乏较精确的风险评估技术,因而不敢贸然提供巨灾保险产品。同时考虑到居民家庭保费支付能力的有限性,为了保证居民家庭能够维持其正常生

活，维护社会秩序的稳定，必须建立有政府参与的巨灾保险和再保险制度。在这方面，可以借鉴日本家庭财产地震保险制度运作的经验，政府一方面从税收、投资等各种政策上鼓励资本实力强的（再）保险公司积极开展巨灾（再）保险业务，另一方面设立专门的财政巨灾保险基金管理机构，作为再保险人参与家庭财产巨灾风险的再保险，对巨灾所造成的重大损失承担赔偿责任。

（2）组建政策性的农业保险公司。

根据中国农业和农村经济发展不平衡及农业风险差异性大的特点，目前，经营基础薄弱的农业保险应走经营主体组织形式多元化的道路。主要形式可以有商业保险公司、专业性农业保险公司、农业相互保险公司、政策性地方农业保险公司、外资或合资保险公司。农业保险制度是一项系统工程，开展农业保险应以地方政府为依托，地方政府可根据本地经济发展水平，因地制宜地选择经营主体形式。

（3）巨灾风险证券化在我国的发展思路。

巨灾风险证券化并非是一蹴而就的。我们必须充分借鉴国际上的成功经验，借助加入 WTO、大批国际保险公司、投资银行、咨询公司进入中国市场的外部推动力，紧密结合我国保险市场、资本市场的国情，有步骤地逐步克服上述种种制约因素，用 5—10 年时间实现巨灾风险的证券化，为国家经济建设和发展保驾护航。

现阶段可以采取的对策包括：首先是进一步发展和完善资本市场体系，完善投资、法律、会计、税收制度，促进资本市场与保险市场的相互融合；其次是利用国际成功的先进技术和管理经验，加强相关知识的普及和宣传力度，促使巨灾保险的需求方和广大投资人了解和熟悉这种新的风险转移方式和投资渠道；第三是培育保险中介服务机构、资信评级公司，提供公允的巨灾损失指数，可靠的资信评级服务，减少信息不对称和道德风险。

总之，借助资本市场有力的资金支持和保险业资产证券化的

成功经验，将巨灾风险从保险市场向资本市场转移，不仅可以解决我国保险公司承保巨灾风险资金短缺问题，缩短巨灾保险业务成熟周期，而且有助于保险业更多地参与资本市场，达到保险业和资本市场相互促进共同发展的目标，而巨灾风险证券化产品，尤其巨灾债券短期内无疑是一个很好的选择。

二、开展再保险精算的建议

再保险精算方法能否在实务中得到很好的运用，关键是有没有配套的市场环境、制度保证、人才培养环境等。具体来说，应在以下几方面改进。

（一）建立以专业再保险公司为主，国内分保集团为辅的再保险市场体系

首先，必须完善国内的专业再保险公司。目前，我国只有中国再保险公司一家专业再保险公司，它兼有“政策性”保险机构与商业保险公司双重职能。这种以双重身份存在的再保险公司，业务目的及手段都很单一，商业分保业务存在很大的局限性。可以考虑通过改变其股权结构等资本运营方式，让其他分出公司适当参股，从而鼓励分出公司优先将业务分给中国再保，有利于中国再保顺利开展法定保险和商业保险业务。同时，适度引进实力雄厚的再保险公司，建立合资再保险公司或外资再保险分公司。此举既弥补了中国保险财力不够的空缺，又可以利用这些再保险公司的国际声誉，使中国的再保险市场成为能吸引境外分保保费的市场。

其次，应加强发展再保险联合体。航天保险联合体自 1997 年成立以来，扩大了我国航天保险的整体承保能力，取得了良好的社会效益和经济效益。核共保体自 2000 年成立后，发展态势良好，当年国内实现保费收入 239 万美元，同时因加强了与国际核共体的联系，分入保费 74 万美元。航天保险联合体和核共保联合体使国内各家保险公司联合起来，目标一致、共同承保高风险保额项

目，为民族保险业的发展奠定了坚实基础，是中国再保险业走合作之路的典范。再保险联合体的建立可以降低对外部市场的依赖，解决目前市场容量问题并同时减少保费外流，可以团结国内保险、再保险市场的所有技术力量，有利于我国保险、再保险市场尽快走向成熟。

最后，组建国内分保集团不仅对保护稚嫩的民族保险业有利，对各保险企业也是有利的。首先，组成分保集团对各公司来讲既是分出公司又是接受公司，成员公司之间平等互惠，既达到了分散风险的目的，又不致使成员公司因大量分保费的支出而减少公司的收入，而且各成员公司也可以通过向集团分出和接受集团的业务使自身的业务行为更规范，从而增进国内各公司之间的交流与合作，逐步建立起自我约束、相互制约、良性循环的保险体系。分保集团的成立又可以扩大中国保险市场的整体承保能力和实力，减少对国外市场的依赖，有利于按照中国的特色发展保险市场，而且又能最有效地利用国家自己培养出来的、懂得中国国情和实践的再保险专业人才，减少各个公司在培养人才方面所支出的费用。

（二）逐步建立全国范围内的再保险交易所

由于保险行业的社会渗透性强，接触面广泛，与社会各阶层交往密切，因此需要建立一个庞大的中介网络，积极组建再保险中介组织，利用其专业性的特点，加强再保险买卖双方的联系。在这一点上，可以借鉴美国的经验，成立再保险交易所。可以先建立一些区域性的再保险交易所，然后逐步建立全国范围内的再保险交易所，各保险公司可集中在交易所内交换除法定再保险以外的其他再保险分入分出业务。这样做能够降低信息成本和交易成本，同时也使得有再保险分入分出需要的双方得到满足。再保险中介机构由于其专业性强、信息渠道广等优势，往往可以更快地促进再保险买卖双方达成协议，提高业务质量，减少许多不必要的支出。为此，应当借鉴国外再保险市场发展的成功做法，结合我国目前再保

险业务发展的现状,在我国逐步形成以国家再保险公司、商业性专业再保险公司为主,国内分保集团为辅,再保险中介组织和全国范围的再保险交易所为补充,兼营再保险的保险公司积极参与的再保险市场体系。

(三)制度建设是确保再保险精算方法发挥作用的保证

制度建设包括政府监管制度建设和企业内部制度建设两个部分。政府监管部门应当逐步建立以再保险精算师考试认可制度、再保险精算报告制度和指定精算师制度为核心的监督管理机制,加强对于公司经营能力和行为的监管。保险公司和再保险公司则应在企业内部建立相应的制度,如精算师审批和签字制度等,充分发挥精算人员在公司经营管理及决策过程中的作用,以提高经营管理的科学性。

(四)财务核算制度和方法是再保险精算方法的重要支持

再保险精算在很大程度上是反映和解释企业或者产品经营的财务状况,无论是产品的定价、还是准备金的提取,最终均是通过企业经营的财务业绩来反映。因此,财务核算制度和方法本身将直接影响精算方法的应用。如按照精算方法的要求对于原始凭证进行甄别、分类并记录,是分险种核算和产品定价的基础性工作;对于"理赔费用"与"管理费用"进行明确的区分,将直接影响风险保费与费用附加的确定;按照"保单年度"和"赔付年度"进行核算,建立更加科学的权责发生制的核算模式,是精算方法应用的重要基础;建立与各种责任准备金精算要求相适应的财务环境。

(五)完善的统计数据积累是再保险精算方法应用的基础

在我国保险业的信息技术建设过程中,始终存在着"重硬件,轻软件"、"重数量,轻质量"、"重使用,轻规范"的现象。虽然,我国的非寿险业自 20 世纪 80 年代恢复经营以来,积累了一定量的数据,但对于再保险精算而言,其中大多数属于"垃圾"数据,难以被有效地利用。因此,在导入再保险精算方法的过程中,应当高标准

构建与之配套的信息技术平台,建设统一和规范的数据采集、储存、处理系统。要确保数据的有效积累和利用,最重要的一是建立统一的标准,包括代码、数据格式的标准,这种标准应当尽可能实现全行业的统一。二是强化对于输入环节的控制与管理,导致“垃圾”数据的原因,除了标准的不统一外,在很大程度是由于输入质量不高造成的。

（六）逐步完善人才的培养环境

再保险业务涉及的知识面非常广,从工程技术等工科知识到金融、商业、国际贸易等经济学科,从法律到财务以及经营管理等。如此广博的知识面对再保险专业技术人才的要求是很高的。在美国保险市场,尤其是财产保险和意外保险,有一半以上的雇员从事专业性和技术性工作,其知识和技术密集程度都高于其他行业,而再保险从业人员的知识和技术密集程度更高。而且,再保险实务从提供报价方案到最后签订再保险合同,从赔案处理到财务往来,不仅要有再保险方面的专业知识,还要有丰富的业务经验。因此,一个完善的再保险市场需要有大量既精通再保险专业知识又具备丰富实务经验的专业人员。应该创造各种有利条件,培养再保险专业人才。

第三节 再保险精算问题研究与发展展望

本书对再保险精算问题的研究,主要讨论的是最优再保险、再保险自留额、再保险费率定价及巨灾风险转移等几个方面。实际上,除了上述内容之外,再保险精算问题的研究领域还应包括再保险的混合运用、责任恢复条款定价、再保险准备金的提取、巨灾风险证券化产品与财务再保险等新型产品的开发等。

一、再保险的混合运用

在第一章中，我们讨论的仅仅是单一的再保险方式，而实务中比例分保与非比例分保常常混合使用，特别是对较大、且风险状况较复杂的业务有时会视保障情况和分保成本大小而将成数、溢额、超赔等多种方式同时使用。因此，分保方案的选择要视拟分出业务的具体情况而定，没有固定的格式，也没有对与错之分，不同的分保方案解决不同的风险保障问题。

（一）成数溢额混合再保险

成数溢额混合再保险，是将成数再保险和溢额再保险组织在一个合同里，以成数再保险部分作为溢额再保险的自留额，以自留额的若干倍数作为再保险的最高限额。在实务中通常有两种运作方式。

1. 成数合同之上的溢额合同

这是指原保险人先安排一个成数合同，同时规定该合同的最高限额，当保险金额超过这个限额时，再按另订的溢额合同处理。这种混合再保险方式实际上是先用成数再保险解决一般的业务，如果保额过大，成数再保险限额不够用，再利用溢额再保险。

2. 溢额合同之内的成数合同

这是指原保险人先安排一个溢额合同，但对其自留部分按另订的成数合同处理。在这种混合合同中，成数部分是溢额部分的优先额，即表示这一部分业务在溢额合同分配之前，由参加成数合同的接受公司优先承受。参加成数合同的接受公司，是否参加溢额合同的分配，则并无限制。

成数溢额混合合同并无一定的形式，可视原保险人的需要和业务品质而定。这种混合合同通常只适用于转分保业务和海上保险业务，多于特殊情况下使用。如某种业务若组织成数再保险合同，则需支付较多分保费；若组织溢额再保险合同，保费和责任又欠平衡，这种情况下就可以采用这种混合再保险方式，来协调各方

的矛盾[①]。

（二）比例再保险与非比例再保险的混合运用

比例再保险与非比例再保险之间尽管存在实质上的区别，但它们也可以结合起来加以运用。

1. 成数再保险和超额赔款再保险的混合运用

这种混合方式是原保险人先安排一个成数合同，同时规定该合同的最高限额，当保险金额超过这个限额时，再安排一份超额赔款合同，以减轻承担的责任。

2. 溢额再保险和超额赔款再保险的混合运用

这种混合方式是原保险人先安排一个溢额合同，同时规定该合同的最高限额，当保险金额超过这个限额时，再按另订的超额赔款合同处理。

各种混合的再保险方式是否比单一的再保险方式更优，能否在数学上证明，目前这方面的探讨还比较少，但在实践中已经在广泛地运用。

二、责任恢复条款的定价

责任恢复是非比例再保险的主要特点之一。责任恢复就是在发生赔款使分保责任减少后，分出公司为了重新获得充分的再保险保障，将分入公司的分保责任恢复至原有额度。

责任的恢复涉及两个问题：一是恢复责任的额度，二是为恢复责任是否需要加交再保险保费以及加交的数量。尽管责任恢复在实践中是广为人知的，但理论方面的探讨较少。

三、再保险准备金的估算

再保险中的责任准备金主要包括长期责任准备金、未到期责

① 胡炳志著，再保险通论，武汉大学出版社，1996 年 9 月第 1 版，第 117—118 页。

任准备金、未决赔款准备金和已发生未报告赔款准备金(IBNR)和总准备金。对于再保险人来说,IBNR 准备金表示在原保险人已经接到理赔,但尚未报告给再保险人的情况下,再保险人需要提取的以应付未来可能赔款的准备金。

合理估算准备金的重要性毋庸赘言,目前关于这方面的研究大多局限于寿险和非寿险准备金的讨论,而对于再保险业务中责任准备金提取方法的研究则相当少。本书对再保险准备金估算的研究也不够深入,有待更进一步的探讨。

四、巨灾风险证券化产品的发展

20 世纪 90 年代开始,由于各种巨灾风险的频繁发生,全球非寿险的承保能力急剧下降。保险人除了在传统的保险市场上不断调整承保策略外,还竭力寻求其他的途径以尽快提高自身的承保能力。由此引发了在保险领域里的金融创新,巨灾风险证券化就是其中之一。具有代表性的巨灾证券化产品有巨灾期货、巨灾期权、巨灾债券、巨灾互换等。

但巨灾证券化产品在 20 世纪 90 年代推出的时候,最初并不如人们所想象的那样受欢迎。例如,自 1992 年 11 月巨灾期货开始在 CBOT 交易至今,它的交易一直不大活跃。分析其原因,首先是投资者对定价的原理和方法了解甚少,许多学者都在对此进行不懈的探讨,但往往定价方法太过复杂,难以为一般投资者接受;其次是许多保险公司虽然知道巨灾风险证券化产品转移风险的功能,但他们往往更愿意采取传统的再保险来转移风险,对于巨灾风险证券化产品,则采取"观望"态度;第三是对于巨灾期货和巨灾期权等产品来说,缺乏一个卖方市场,虽然保险公司等机构投资者是积极的买方,但却很难发现受规避风险的利益驱动而进入市场的卖方。如何解决这些问题,以促进巨灾风险证券化产品的进一步发展,还需要各方的共同努力。

五、财务再保险

传统意义上的再保险，是指再保险人承担合同规定的、超过预期的损失和费用的风险，即承保风险。同时，再保险人对保险金支付的时间也作一个预期，如果保险金实际支付的时间比预期的要早，那么再保险人将损失一部分现金流，这样将导致投资收入的损失。由于持有资金的时间短于预计时间所导致的投资收入损失的可能性则称之为时间风险。此外，再保险人还要对保费收入在赔偿损失前的投资收益率作一个预测，由于投资收益率低于预计收益率所带来的风险称之为投资风险。在传统再保险中，再保险人要承担以上的三种风险，如图 5－1 所示。

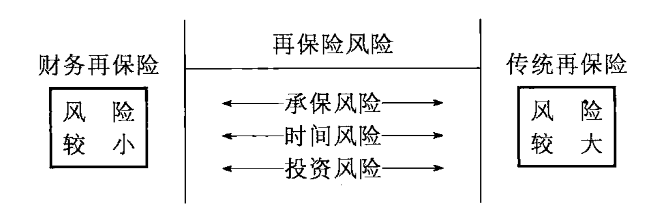


图 5－1　再保险中的三种传统风险

财务再保险是指保险人与再保险人约定，保险人支付再保险保费给再保险人，再保险人为保险人提供财务融通，并对于保险人因风险所致损失，负担赔偿责任的行为。再保险人融通的资金与保险人整体财务状况有显著关系，且其现金流量应大于保险人安排传统再保险的现金流量。

财务再保与传统再保险的不同之处在于，在财务再保险中明确区分了承保风险、时间风险和投资风险这三种传统的风险，并在合同中限制了一种或一种以上风险的出现。因此，一般来说再保险人只承担一小部分风险或基本上不承担什么风险。在图 5－1 中，这些风险越靠近图的左侧，其再保险方式越类似于财务再保

险;越靠近图的右侧,再保险方式则越类似于传统再保险。

财务再保险起源于美国的非寿险市场,原先是非寿险公司希望得到再保险公司的财务援助,以降低因为自然灾害发生,赔款支付过多所造成的公司财务亏损。自 20 世纪 90 年代以后,人寿保险公司发现财务再保险也能够解决有关风险与资本的问题,于是开始将财务再保险观念应用在人寿保险业务的经营中。

由于财务再保险是利用再保险安排来达成修饰原保险人财务报表的一种做法,在国际间日益流行,已引起各国保险监督机关的注意。在我国,由于保险市场还不够成熟,财务再保险尚未出现,但今后随着保险公司的不断上市以及整个金融业的国际化,这一现象迟早会出现,需要对此开展研究和关注。

六、再保险精算发展展望

本书对再保险精算问题的研究,主要讨论的是最优再保险方式的选择、再保险自留额的确定、再保险费率的定价、巨灾再保险和巨灾风险证券化等方面。实际上,对这些领域的研究,还在进一步的发展之中。

例如,在再保险费率定价方面,国内不少精算学者就倒向随机微分方程其中的应用作了很多的研究;在巨灾风险证券化方面,也有许多学者就巨灾期货、巨灾期权、巨灾债券、巨灾互换等产品的定价模型以及巨灾风险证券化的运作方式做了很多的讨论。

总之,再保险精算作为非寿险精算学的一个重要分支,涉及的内容非常丰富,本书对其中的研究还不够全面,有待进一步的发展与完善。

附录

附录 I

风险模型

一、短期集合风险模型①

我们考虑由随机变量 S 表示的一个风险的索赔总额。令 N 是给定时期中保单的索赔次数，X_i表示第 i 次索赔的金额，则

$$S = X_1 + X_2 + \cdots + X_N (i = 1,\ 2,\ \cdots,\ N) \qquad (\text{I}.1)$$

为了模型处理方便起见，我们通常有以下两个基本假设：

(1) X_1, X_2, …是同分布随机变量；

(2) 随机变量 N, X_1, X_2, …相互独立。

此时，我们称上述模型为短期集合风险模型。显然，S 的分布依赖于 $X_i(i=1,\ 2,\ \cdots,\ N)$与 N 的分布。通常 N 的分布选为泊松(Poisson)分布与负二项分布，这时 S 的分布称为复合泊松分布和复合负二项分布。个体索赔额 X 的分布称为损失分布，通常根据不同的险种，可以有不同形式的损失分布（损失分布的具体内容我们在后文阐述）。

(一) 总损失 S 的分布

记 $F(x)$为独立同分布 X_i的共同分布函数，$f(x)$为密度函数，

① N. L. Bewere 著，郑韫瑜、余跃年译，风险理论，上海科学技术出版社，1995 年 11 月第 1 版，第 49—56 页。

X 为服从此分布的随机变量。

令 $$m_k = E(X^k) \tag{Ⅰ.2}$$

表示 X 的 k 阶原点矩。

令 $$M_X(t) = E(e^{tX}) \tag{Ⅰ.3}$$

表示 X 的矩母函数。

令 $$M_N(t) = E(e^{tN}) \tag{Ⅰ.4}$$

表示 N 的矩母函数。

令 $$M_S(t) = E(e^{tS}) \tag{Ⅰ.5}$$

表示 S 的矩母函数。

由条件概率公式可得

$$E(S) = E[E(S|N)] = m_1 E(N) \tag{Ⅰ.6}$$

$$\begin{aligned} \mathrm{Var}(S) &= E[\mathrm{Var}(S|N)] + \mathrm{Var}[E(S|N)] \\ &= E(N)\mathrm{Var}(X) + \mathrm{Var}(N)E^2(X) \\ &= (m_2 - m_1^2)E(N) + m_1^2 \mathrm{Var}(N) \end{aligned} \tag{Ⅰ.7}$$

$$\begin{aligned} M_S(t) &= E(e^{tS}) = E[E(e^{tS}|N)] = E[M_X(t)^N] \\ &= E[e_X^{N\ln M(t)}] = M_N[\ln M_X(t)] \end{aligned} \tag{Ⅰ.8}$$

（二）基本分布的选择

1. 复合泊松分布

我们首先讨论当索赔次数 N 服从均值为 λ 的泊松分布时的索赔总额。此时

$$Pr(N = n) = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \quad (\lambda > 0,\ n = 0, 1, 2, \cdots) \tag{Ⅰ.9}$$

对于泊松分布，有 $E(N) = \mathrm{Var}(N) = \lambda$。当 N 选为泊松分布

时，S 为复合泊松分布。由(Ⅰ.6) 和(Ⅰ.7)式，我们有

$$E(S) = m_1\lambda \tag{Ⅰ.10}$$

$$\mathrm{Var}(S) = m_2\lambda \tag{Ⅰ.11}$$

将泊松分布的矩母函数

$$M_N(t) = \mathrm{e}^{\lambda(\mathrm{e}^t-1)} \tag{Ⅰ.12}$$

代入(Ⅰ.8)式，我们得到复合泊松分布的矩母函数

$$M_S(t) = \mathrm{e}^{\lambda[M_X(t)-1]} \tag{Ⅰ.13}$$

可见，当 N 服从泊松分布时，S 的方差和均值具有非常简单的形式。

2. 复合负二项分布

假如索赔次数 N 的方差大于均值的话，泊松分布就不是很好的选择。此时，选择负二项分布则更为恰当。负二项分布的概率函数为

$$Pr(N = n) = \binom{k+n-1}{n} p^k q^n (n = 0,\ 1,\ 2,\ \cdots) \tag{Ⅰ.14}$$

它有两个参数，$k > 0$, $0 < p < 1$, $q = 1 - p$。在这种选择下，我们有：

$$E(N) = kq/p \tag{Ⅰ.15}$$

$$\mathrm{Var}(N) = kq/p^2 \tag{Ⅰ.16}$$

$$M_N(t) = \left(\frac{p}{1 - q\mathrm{e}^t}\right)^k \tag{Ⅰ.17}$$

当 N 选为负二项分布时，S 为复合负二项分布。将(Ⅰ.15)、(Ⅰ.16) 、(Ⅰ.17)式代入(Ⅰ.6) 、(Ⅰ.7)、(Ⅰ.8)式，我们得到

$$E(S) = m_1 kq/p \qquad (\text{I}.18)$$

$$\text{Var}(S) = m_2 \frac{kq}{p} + m_1^2 \frac{kq^2}{p^2} \qquad (\text{I}.19)$$

$$M_S(t) = \left[\frac{p}{1 - qM_X(t)}\right]^k \qquad (\text{I}.20)$$

二、长期集合风险模型[①]

(一) 盈余(Surplus)和破产(Ruin)

长期集合风险模型实际上就是破产理论,它所讨论的是如何在一个较长时期建立保险人盈余量变化的模型。

对 $t \geqslant 0$,记 $U(t)$ 为保险人在时刻 t 的盈余。假设保费以常数率 $P > 0$ 连续收取,$S(t)$ 为直到时刻 t 的总理赔量。如果 $U(0) = u$ 为时刻 0 时的初始盈余,则

$$U(t) = u + Pt - S(t) \ (t \geqslant 0) \qquad (\text{I}.21)$$

显然,$U(t)$ 为一随机变量。我们称 $\{U(t), t \geqslant 0\}$ 为"盈余过程"。之所以用"过程"一词,是因为在这里我们关注的是随时间 t 变化而变化的随机变量族以及它们分布之间的关系。而在短期集合风险模型中,我们关心的则是一个短时期内的某个随机变量的分布。

从式(1.21)可见,我们没有考虑利息和其他除了保费和理赔之外的影响盈余的因素,如附加保费和保单持有人的分红等等。也即这里的盈余仅指初始基金加上所收保费后超过理赔量的那一部分。显然,这种盈余并不是财务意义上的盈余,只是为了数学上处理方便而已。

---

① N. L. Bewere 著,郑韫瑜、余跃年译,风险理论,上海科学技术出版社,1995 年 11 月第 1 版,第 80—93 页。

当盈余第一次在某一时刻为负时，我们称“破产”发生。既然这里的盈余并不是财务意义上的盈余，则这里所说的破产也就不等价于保险公司真的破产。接下来，我们讨论破产发生的概率，因为它是衡量保险公司金融风险的及其重要的尺度。

为了模型讨论简便起见，我们仅考虑时间 t 连续的情形。我们定义

$$T=\min\{t:\ t\geqslant 0,\text{且}\ U(t)<0\} \tag{Ⅰ.22}$$

为破产发生的最早时刻（当 $T=\infty$ 时，则认为对任何 $t\geqslant 0$ 均有 $U(t)\geqslant 0$，也即破产不发生）。进一步记

$$\Psi(u)=Pr(T<\infty) \tag{Ⅰ.23}$$

为给定初始盈余 u 时的无限时间内的破产概率（或称最终破产概率）。

在实际工作中，大多数保险人关心的并不是无限时间内破产发生的概率，而是一个有限时间内，如 30 年内破产是否会发生。确切地说，他们更关心的是

$$\Psi(u,\ t)=Pr\ (T<t) \tag{Ⅰ.24}$$

即时间 t 以内破产发生的概率。不过为了数学上处理方便，我们仅仅讨论无限时间内破产发生概率 $\Psi(u)$。当然，$\Psi(u)$是$\Psi(u,\ t)$的一个上界。

（二）调节系数

从破产概率的定义可以看出，对于一个具体的风险求出破产概率并不容易，但直观分析可以得出如下结论：保费收取平均速率 P 越高，破产概率越小。我们假定 P 大于单位时间期望理赔量 $m_1\lambda$，即定义相对安全附加系数 θ，使 $P=(1+\theta)m_1\lambda$ 成立。

我们定义方程

$$E[\mathrm{e}^{-r(P-S)}] = 1 \tag{Ⅰ.25}$$

的正根为调节系数。

当理赔过程发生于连续时间上时，假定 S 服从复合泊松分布，式(Ⅰ.25)有更简单的表达式。由式(Ⅰ.25)得

$$\mathrm{e}^{rP} = E(\mathrm{e}^{rS}) = M_S(r) \tag{Ⅰ.26}$$

将式(Ⅰ.13)代入上式，整理得

$$\lambda + Pr = \lambda M_X(r) \tag{Ⅰ.27}$$

或者利用 $P = (1+\theta)m_1\lambda$，等价地写为

$$1 + (1+\theta)m_1 r = M_X(r) \tag{Ⅰ.28}$$

很容易证明，方程(Ⅰ.28)有唯一正根。假定 X 服从参数为 β 的指数分布，很容易求得其确定调节系数为 $r = \theta\beta/(1+\theta)$。

在大多数情况下，求解方程(Ⅰ.28)并不容易。但我们可以求出调节系数 r 的一个上界。将 $M_X(r)$ 在 $r=0$ 处进行级数展开，有

$$M_X(r) = 1 + m_1 r + \frac{m_2 r^2}{2} + \frac{m_3 r^3}{6} + \cdots > 1 + m_1 r + \frac{m_2 r^2}{2}$$

由(Ⅰ.28)知

$$1 + (1+\theta)m_1 r > 1 + m_1 r + \frac{m_2 r^2}{2}$$

于是 $r < 2\theta m_1/m_2$。此时，我们可以将 $r=0$ 和 $r = 2\theta m_1/m_2$ 作为二分法近似解的初始值来求调节系数的数值解。

接下来，我们不加证明地引进一个重要定理，它揭示了在复合 Poisson 过程条件下调节系数与破产发生概率之间的关系。

定理Ⅰ 对 $u \geqslant 0$，有

$$\Psi(u) = \frac{\mathrm{e}^{-ru}}{E[\mathrm{e}^{-rU(T)} \mid T < \infty]} \tag{Ⅰ.29}$$

如果已知 X 服从参数为 β 的指数分布，可以求得：

$$\Psi(u)=\frac{\beta-r}{\beta}e^{-ru}=\frac{1}{1+\theta}\exp\left\{\frac{-\theta\beta}{1+\theta}u\right\}$$

$$=\frac{1}{1+\theta}\exp\left\{-\frac{\theta}{1+\theta}\frac{u}{m_1}\right\} \qquad (\text{Ⅰ}.30)$$

然而在大多数时候我们无法像指数分布那样计算出 $E[\exp(-rU(T)\mid T<\infty)]$，但我们却可以得出 $\Psi(u)$ 的上界。因为 $U(T)<0$，所以 $E[\exp(-rU(T)\mid T<\infty)]>1$，因此由(Ⅰ.29)式可得

$$\Psi(u)\leqslant e^{-ru} \qquad (\text{Ⅰ}.31)$$

不等式(Ⅰ.31)被称为 Lundberg 不等式。

若理赔额分布有界，我们还可以得到 $\Psi(u)$的一个下界。

假定存在 m，使得对所有 X_i，$|X_i|\leqslant m$，$F(m)=1$，则 $U(T)>-m$。

也即 $$E[\exp(-rU(T)\mid T<\infty)]<e^{rm}$$

所以 $$\Psi(u)>e^{-r(u+m)} \qquad (\text{Ⅰ}.32)$$

附录Ⅱ

损失分布

从前面提到的风险模型$S=X_1+X_2+\cdots+X_N$中我们可以看出，显然索赔总额S的分布同时受索赔次数N与个体索赔额X分布状况的影响。在风险模型中，我们是通过确定N的分布来研究S的分布状况。而在接下来讨论的损失分布中，则是专门研究个体索赔额X的分布。

赔付和损失是两个不同但又密切相关的概念。损失通常指承保标的可能发生的实际损失大小，而赔付则指保险人按承保合同规定的保险责任所支付的实际费用，赔付应不超过实际损失。从理论上说，保险人关心的是赔付额而不是被保险人的实际损失。但是，保险人对承保标的的保险责任是根据标的的损失大小来确定的，只要对潜在损失的分布情况有恰当的把握，关于赔付的分布便相应而得。因此，研究损失额的分布也就包含了研究赔付额的分布。

一、常用的损失分布模型

常用的损失分布模型有指数分布、伽玛分布、对数伽玛分布、对数正态分布、威布尔分布和帕累托分布。下面给出这些分布的主要性质。

（一）指数分布

假设某种随机事件在一定时期内发生的次数服从泊松分布，

则相邻两次随机事件的间隔时间服从指数分布。指数分布的密度函数为

$$f(x)=\beta e^{-\beta x}(x>0) \tag{Ⅱ.1}$$

分布函数为

$$F(x)=1-e^{-\beta x}(x>0) \tag{Ⅱ.2}$$

指数分布的均值和方差分别为

$$E(X)=1/\beta \tag{Ⅱ.3}$$

$$\mathrm{Var}(X)=1/\beta^2 \tag{Ⅱ.4}$$

（二）伽玛分布

假设某种随机事件在一定时期内发生的次数服从泊松分布，则第 r 次随机事件发生所需要的时间间隔服从参数为$(r,\ \beta)$的伽玛分布，密度函数为

$$f(x)=\frac{\beta^r x^{r-1}}{(r-1)!}e^{-\beta x} \tag{Ⅱ.5}$$

若将 r 的取值范围从正整数推广到正实数即得通常的伽玛分布，其密度函数为

$$f(x)=\frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)}e^{-\beta x}(\alpha>0,\ \beta>0) \tag{Ⅱ.6}$$

伽玛分布的 k 阶原点矩为

$$E(X^k)=\prod_{i=0}^{k-1}\frac{\alpha+i}{\beta^k} \tag{Ⅱ.7}$$

因此伽玛分布的均值和方差分别为

$$E(X)=\alpha/\beta \tag{Ⅱ.8}$$

$$\mathrm{Var}(X)=\alpha/\beta^2 \tag{Ⅱ.9}$$

显然，指数分布是当伽玛分布的参数 $\alpha=1$ 时的特例。

伽玛分布有一个很好的性质：设 X 服从参数为 α 和 β 的伽玛分布，则 $Y=cX$ 服从参数为 α 和 β/c 的伽玛分布，这里 $c>0$ 是一个常数。

在研究非寿险赔付额分布或分析风险的不均匀性时，常用到伽玛分布。

（三）对数伽玛分布

假设某随机变量取对数后服从伽玛分布，则称此随机变量服从对数伽玛分布。对数伽玛分布的密度函数为

$$f(x)=\frac{\beta^{\alpha}(\ln x)^{\alpha-1}}{x^{\beta+1}\Gamma(\alpha)}\ (\alpha>0,\ \beta>0) \tag{Ⅱ.10}$$

其 k 阶原点矩为

$$E(X^k)=\left(1-\frac{k}{\beta}\right)^{-\alpha}(\beta>k) \tag{Ⅱ.11}$$

可见对数伽玛分布只存在有限阶矩，这是由其密度函数的厚尾性决定的。对数伽玛分布的均值和方差分别为

$$E(X)=\left(\frac{\beta}{\beta-1}\right)^{\alpha} \tag{Ⅱ.12}$$

$$\mathrm{Var}(X)=\left(\frac{\beta}{\beta-2}\right)^{\alpha}-\left(\frac{\beta}{\beta-1}\right)^{2\alpha}(\beta>2) \tag{Ⅱ.13}$$

设 $c>0$ 是一个常数，X 服从对数伽玛分布。考虑 X 的幂变换 $Y=X^c$，取对数后得 $\ln(Y)=c\ln(X)$，而 $\ln(X)$ 服从参数为 α 和 β 的伽玛分布。由伽玛分布的性质可知，$c\ln(X)$ 服从参数为 α 和 β/c 的伽玛分布。因此，对数伽玛分布的幂变换仍然是对数伽玛分布。

(四) 对数正态分布

假设某随机变量取对数后服从正态分布 $N(\mu,\sigma^2)$，则称此随机变量服从对数正态分布。对数正态分布的密度函数为

$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x}\exp\left\{-\frac{(\ln x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}\ (x>0) \quad (\text{Ⅱ}.14)$$

分布函数为

$$F(x)=\phi\left(\frac{\ln x-\mu}{\sigma}\right) \quad (\text{Ⅱ}.15)$$

其中 $\phi(\cdot)$ 是标准正态分布函数。

对数正态分布的 k 阶原点矩为

$$E(X^k)=\exp(\mu k+0.5\sigma^2k^2) \quad (\text{Ⅱ}.16)$$

对数正态分布的均值和方差分别为

$$E(X)=\exp(\mu+0.5\sigma^2) \quad (\text{Ⅱ}.17)$$

$$\text{Var}(X)=\exp(2\mu)\cdot\exp(\sigma^2)\cdot[\exp(\sigma^2)-1] \quad (\text{Ⅱ}.18)$$

对数正态分布有一个很好的性质：设 a 和 b 是正实数，X 服从参数为 μ 和 σ^2 的对数正态分布，则 $Y=aX^b$ 仍然服从对数正态分布，其参数为 $b\mu+\ln a$ 和 $b^2\sigma^2$。

对数正态分布可以用来描述非寿险许多险种的赔付额分布，如火灾保险、汽车保险、工程意外险等。

(五) 威布尔(Weibull)分布

威布尔分布的密度函数为

$$f(x)=\beta\alpha x^{\alpha-1}\exp(-\beta x^\alpha)\ (\alpha>0,\ \beta>0,\ x>0) \quad (\text{Ⅱ}.19)$$

分布函数为

$$F(x) = 1 - \exp(-\beta x^{\alpha}) \tag{Ⅱ.20}$$

显然，当 $\alpha = 1$ 时，威布尔分布即为指数分布。

威布尔分布的 k 阶原点矩为

$$E(X^k) = \beta^{-k/\alpha}\Gamma\left(\frac{k}{\alpha}+1\right) \tag{Ⅱ.21}$$

均值和方差分别为

$$E(X) = \beta^{-1/\alpha}\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}+1\right) \tag{Ⅱ.22}$$

$$\mathrm{Var}(X) = \beta^{-2/\alpha}\left[\Gamma\left(\frac{2}{\alpha}+1\right)-\Gamma^2\left(\frac{1}{\alpha}+1\right)\right] \tag{Ⅱ.23}$$

威布尔分布也有一个好的性质：设 c 是正实数，X 服从参数为 α 和 β 的威布尔分布，则 cX 服从参数为 α 和 β/c^{α} 的威布尔分布。

（六）帕累托（Pareto）分布

帕累托分布的密度函数为

$$f(x) = \frac{\alpha\beta^{\alpha}}{(\beta+x)^{\alpha+1}} \quad (x > 0) \tag{Ⅱ.24}$$

分布函数为

$$F(x) = 1 - \frac{\beta^{\alpha}}{(\beta+x)^{\alpha}} \tag{Ⅱ.25}$$

k 阶原点矩为

$$E(X^k) = \frac{\beta^k k!}{\prod_{i=1}^{k}(\alpha - i)} \quad (k < \alpha) \tag{Ⅱ.26}$$

因此均值和方差分别为

$$E(X) = \beta/(\alpha - 1) \quad (\alpha > 1) \tag{Ⅱ.27}$$

$$\mathrm{Var}(X)=\frac{\alpha\beta^2}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)}\ (\alpha>2) \qquad (\text{Ⅱ}.28)$$

帕累托分布同样有一个好的性质：设 c 是正实数，X 服从参数为 α 和 β 的帕累托分布，则 cX 服从参数为 α 和 $c\beta$ 的帕累托分布。

帕累托分布是能反映保险公司实际遭受的全部损失的一种连续型概率分布。帕累托分布的概率密度曲线呈右偏斜，但其尾部趋于零的速度要比对数正态分布尾部下降的速度慢得多。因此，用帕累托分布估计巨灾赔付的再保险费率是合适的①。

二、损失分布的拟合②

损失分布的拟合主要涉及三个问题：一是要判断所研究的数据来自哪一种分布模型，二是确定分布中的未知参数，三是指出拟合的效果。

第一个问题，如何判断所研究的数据来自哪一种分布模型，往往采用直方图、剩余期望函数的趋势判定法，以及精算师的经验来判断；第二个问题，如何确定分布中的未知参数，常用的方法是矩估计法、分位数估计法、极大似然法等；第三个问题，如何判断拟合的效果，往往需要做统计的显著性检验，也就是分布的拟合优度检验，以确定一批数据是否来自某个分布模型。

对于分组数据，一般采用皮尔逊 χ^2 法做拟合优度检验。先把观察数据按大小分为 m 组，每一组数据属于一个确定的范围之内。用所选择的分布模型计算出“理论平均值”np_i，用统计量

---

① 李中杰著，非寿险精算学，河南科学技术出版社，1996 年 12 月第 1 版，第 42 页。

② 王晓军等编著，保险精算学，中国人民大学出版社，1995 年 12 月第 1 版，第 398—419 页。

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{m} \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i} \tag{Ⅱ.29}$$

检验 χ^2 是否服从自由度为 $m-k-1$ 的 χ^2 分布，其中 m 为分组次数，k 为未知参数个数。

附录Ⅲ

再保险业务管理规定

（保监会令2010年第8号）

《再保险业务管理规定》已经2010年4月12日中国保险监督管理委员会办公会审议通过，现予公布，自2010年7月1日起施行。

主席　吴定富

二○一○年五月二十一日

再保险业务管理规定

第一章　总　　则

第一条　为了规范和发展再保险市场，加强对再保险业务的管理，实现保险业健康协调可持续发展，依据《中华人民共和国保险法》（以下简称《保险法》）、《中华人民共和国外资保险公司管理条例》以及有关法律、行政法规，制定本规定。

第二条　本规定所称再保险，是指保险人将其承担的保险业务，部分转移给其他保险人的经营行为。

本规定所称直接保险，也称原保险，是相对再保险而言的保险，由投保人与保险人直接订立保险合同的保险业务。

本规定所称转分保，是指再保险接受人将其分入的保险业务，

转移给其他保险人的经营行为。

本规定所称合约分保，是指保险人与其他保险人预先订立合同，约定将一定时期内其承担的保险业务，部分向其他保险人办理再保险的经营行为。

本规定所称临时分保，是指保险人临时与其他保险人约定，将其承担的保险业务，部分向其他保险人办理再保险的经营行为。

本规定所称比例再保险，是指以保险金额为基础确定再保险分出人自留额和再保险接受人分保额的再保险方式。

本规定所称非比例再保险，是指以赔款金额为基础确定再保险分出人自负责任和再保险接受人分保责任的再保险方式。

第三条　本规定所称再保险分出人，是指将其承担的保险业务，部分转移给其他保险人的保险人；本规定所称再保险接受人，是指承接其他保险人转移的保险业务的保险人。

本规定所称分出业务，是指再保险分出人转移出的保险业务；本规定所称分入业务，是指再保险接受人接受分入的保险业务。

本规定所称直接保险公司，也称原保险公司，是相对再保险人而言，是指直接与投保人订立保险合同的保险人。

本规定所称保险联合体，是指为了处理单个保险人无法承担的特殊风险或者巨额保险业务，或者按照国际惯例，由两个或两个以上保险人联合组成、按照其章程约定共同经营保险业务的组织。

本规定所称保险经纪人，是指接受再保险分出人委托，基于再保险分出人利益，为再保险分出人与再保险接受人办理再保险业务提供中介服务，并按约定收取佣金的保险经纪机构。

第四条　在中华人民共和国境内（不含港澳台）设立的保险人、保险联合体以及保险经纪人或其他保险机构办理再保险业务，应当遵守本规定。

第五条　保险人、保险联合体和保险经纪人办理再保险业务，应当遵循审慎和最大诚信原则。

第六条　再保险分出人、再保险接受人和保险经纪人，对在办理再保险业务中知悉的商业秘密，应当负有保密义务。

第七条　中国保险监督管理委员会(以下简称“中国保监会”)鼓励保险人、保险联合体和保险经纪人积极为农业保险和地震、台风、洪水等巨灾保险提供保险及再保险服务。

第八条　中国保监会依法对再保险业务实施监督和管理。

第二章　业务经营

第九条　再保险业务分为寿险再保险和非寿险再保险。保险人对寿险再保险和非寿险再保险应当单独列账、分别核算。

第十条　保险人应当依照《保险法》规定，确定当年总自留保险费和每一危险单位自留责任;超过的部分，应当办理再保险。

第十一条　除航空航天保险、核保险、石油保险、信用保险外，直接保险公司办理合约分保或者临时分保的，应当符合下列规定：

(一) 以比例再保险方式分出财产险直接保险业务时，每一危险单位分给同一家再保险接受人的比例，不得超过再保险分出人承保直接保险合同部分的保险金额或者责任限额的 80%;

(二) 每一临时分保合同分给投保人关联企业的保险金额或者责任限额，不得超过直接保险业务保险金额或者责任限额的 20%。

第十二条　保险人对危险单位的划分应当符合中国保监会的相关规定，并于每年 3 月 31 日之前，将危险单位的划分方法报中国保监会备案。

第十三条　保险人应当根据实际情况，科学、合理安排巨灾再保险，并于每年 6 月 30 日之前，将巨灾风险安排方案报中国保监会备案。

第十四条　保险人应当按照中国保监会的规定办理再保险，

并审慎选择再保险接受人，选择再保险接受人应当符合中国保监会的有关规定。

第十五条　再保险分出人应当将影响再保险定价和分保条件的重要信息向再保险接受人书面告知。再保险合同成立后，再保险分出人应及时向再保险接受人提供重大赔案信息、赔款准备金等对再保险接受人的准备金建立及预期赔付有重大影响的信息。

第十六条　保险人和保险经纪人可以利用金融工具开发设计新型风险转移产品。保险人应当按照有关规定向中国保监会报告。

第十七条　中国境内的专业再保险接受人，应当配备在中国境内有住所的专职再保险核保人和再保险核赔人。

第三章　再保险经纪业务

第十八条　保险经纪人从事再保险经纪业务，不得损害保险人的信誉和合法权益。

第十九条　保险经纪人可以根据业务需要引进或者设计再保险合同。

第二十条　保险经纪人应当按照与再保险分出人的约定，及时寄送账单、结算再保险款项以及履行其他义务，不得挪用或者截留再保险保费、摊回赔款、摊回手续费以及摊回费用。

保险经纪人应当将再保险接受人的有关信息及时、准确地告知再保险分出人。

第二十一条　应再保险接受人的要求，保险经纪人应当按照与再保险分出人的约定，将其知道的再保险分出人的自留责任以及直接保险的有关情况书面告知再保险接受人。

第二十二条　应再保险分出人或者再保险接受人的要求，保险经纪人应当按照合同约定配合进行赔案的理赔工作。

第四章 监 督 管 理

第二十三条 除中国保监会批准外,外资保险公司不得与其关联企业从事再保险业务。

第二十四条 经批准的外资保险公司应当定期向中国保监会提交下列材料:

(一) 外资保险公司与关联企业签订合约再保险合同后,应当在合同生效后一个月,将再保险合同简要文本(Slip)上报中国保监会;同时,在每季度结束后一个月内,将上季度与关联企业签订的生效的临分再保险合同简要文本(Slip)上报中国保监会。

(二) 外资保险公司应当对其与每一个关联企业的再保险交易进行单独统计,并按中国保监会的要求报送相关资料。

第二十五条 保险人办理再保险业务,应当按照精算的原理、方法,评估各项准备金,并按照中国保监会有关规定准确、足额提取和结转各项准备金。

对于同一笔寿险业务,在法定责任准备金下,再保险接受人与再保险分出人在评估准备金时,应采用一致的评估方法与假设。

第二十六条 保险人偿付能力报告中涉及再保险业务的内容,应当符合保险公司偿付能力报告编报规则的要求。

第二十七条 外国再保险公司分公司的偿付能力状况,按照其总公司的偿付能力状况认定。

外国再保险公司分公司自留保费以其总公司直接授权的额度为限。

第二十八条 直接保险公司应当在每年 4 月 30 日以前,向中国保监会提交下列材料:

(一) 以比例再保险方式分出财产险直接保险业务时,除航空航天保险、核保险、石油保险、信用保险外,上一会计年度办理合约分保和临时分保的,每一危险单位分给同一家再保险接受人的业

务,超过再保险分出人承保直接保险合同部分的保险金额或者责任限额50%的交易情况;

(二)本会计年度合约分保中,对于4月30日之后签署的合约,应当于合约生效后一个月内上报下列资料:

1. 合约名称及有效期;

2. 续转或新签情况;

3. 再保险合约文本复印件;其中,对人身保险公司,只需上报新增的或者有变动的再保险合约文本复印件;

4. 直接分出情况:再保险接受人名称(注明首席接受人或最大份额接受人)及份额、资本金、资本公积、信用评级、签约再保险接受人所在国家或地区;

5. 经纪人安排情况:经纪人名称、份额、所在国家或地区,通过经纪人分出的再保险接受人的有关情况,包括再保险接受人的名称(注明首席接受人或最大份额接受人)及份额、资本金、资本公积、信用评级、签约再保险接受人所在国家或地区。

(三)财产保险公司上一会计年度以及本会计年度每一危险单位的最大净自留额;

(四)财产保险公司、人身保险公司本会计年度再保险安排的变动情况,主要包括再保合约的增加或减少、合约分保首席接受人或最大份额接受人的变化等。

第二十九条 财产保险公司应当建立再保险信息定期报告制度,按照中国保监会相关规定于每季度结束后一周内,将上一季度有关情况上报中国保监会。

第三十条 保险公司应当在每年4月30日以前,向中国保监会提交下列报告:

(一)上一会计年度再保险业务经营情况,主要从再保险业务规模、手续费以及摊回、赔款以及摊回等分入、分出两方面表述。

(二)总精算师或精算责任人签署的、有关再保险业务的各类

准备金提取办法和金额。

第三十一条 直接保险公司应当将重大保险赔案及其再保险安排情况、再保险政策的重大调整等情况，及时向中国保监会报告。

前款所称重大保险赔案是指在一次保险事故中，财产损失赔偿在5 000万元以上，或者人身伤亡赔付在3 000万元以上的理赔案件。

第三十二条 外国再保险公司分公司应当按照下列要求向中国保监会提交有关报告：

（一）在每年7月31日以前，提交其总公司注册地保险监管机构根据当地法律出具的有关其总公司偿付能力状况的意见书或者经营状况意见书；

（二）在每年12月31日以前，提交其总公司下一年度授权的承保权限和自留保费额度；

（三）在每年1月31日和7月31日以前，提交有关转分保业务情况的报告，包括转分保分入公司名称、业务种类、合同形式、分出保费、摊回赔款以及摊回手续费等。

第三十三条 保险联合体应当在每年4月30日以前，向中国保监会报告上一年度的财务报告、业务分析报告以及与境外再保险交易情况。

第五章 法律责任

第三十四条 保险公司、保险经纪人违反本规定办理再保险分出业务的，由中国保监会责令改正，并处以5万元以上30万元以下罚款；情节严重的，可以限制业务范围、责令停止接受新业务或者吊销经营保险业务许可证。

对未按照本规定办理再保险的行为负直接责任的主管人员和其他直接责任人员给予警告，并处1万元以上10万元以下的罚

款;情节严重的,撤销任职资格或从业资格;并可以禁止有关责任人员一定期限直至终身进入保险业。

第六章　附　　则

第三十五条　政策性保险公司办理再保险业务参照适用本规定。不能适用本规定的,政策性保险公司应当在 3 个月内向中国保监会报告有关情况。

第三十六条　本规定由中国保监会负责解释。

第三十七条　本规定自 2010 年 7 月 1 日起施行。中国保监会 2005 年 10 月 14 日发布的《再保险业务管理规定》(保监会令〔2005〕2 号)同时废止。

参考文献

1. 陈秉正编著:《公司整体化风险管理》,清华大学出版社,2003年11月。

2. 陈迪红、冯鹏程:《对我国保险业引进巨灾债券的思考》,《财经理论与实践》,2003年3月。

3. 陈继儒主编:《再保险》,西南财经大学出版社,1997年10月。

4. 陈滔著:《医疗保险精算和风险控制方法》,西南财经大学出版社,2002年10月。

5. 程兰芳:《确定最优比例再保险决策模型研究》,《管理科学》,第16卷第3期,2003年6月。

6. 方春银:《超额再保险定价分析》,《保险研究》,2002年第5期。

7. 郭丽军:《中国再保险业发展中的供需研究》,《中央财经大学学报》,2002年第12期。

8. 郭学德、郭彦森、席会芬著:《百年大灾大难》,中国经济出版社,2000年9月。

9. 〔瑞士〕汉斯·U·盖伯:《数学风险论导引》,世界图书出版社,1997年11月。

10. 韩天雄、陈建华:《巨灾风险证券化产品的定价问题》,《保险研究》,2003年第12期。

11. Harold D. Skipper 等著，荆涛等译：《国际风险与保险：环境一管理分析》，机械工业出版社，1999 年 9 月。

12. 黄安平、卢方卫：《企业的整合风险管理要素分析》，《经济与管理》，2004 年 6 月。

13. 黄斌：《巨灾风险证券化的经济学分析》，《江西财经大学学报》，2003 年第 1 期。

14. 胡炳志主编：《再保险》，中国金融出版社，1998 年 8 月。

15. 胡炳志著：《再保险通论》，武汉大学出版社，1996 年 9 月。

16. 江生忠主编：《中国保险业发展报告 2003 年》，南开大学出版社，2003 年 7 月。

17. 江生忠主编：《中国保险业发展报告 2004 年》，中国财政经济出版社，2004 年 5 月。

18. 卡尔·H·博尔奇著，庹国柱等译：《保险经济学》，商务印书馆，1999 年 5 月。

19. 雷宇编著：《寿险精算学》，北京大学出版社，1998 年 10 月。

20. 李琼、周德新、钱晓勤等著：《中国保险市场金融工具配置》，武汉大学出版社，2002 年 1 月。

21. 李晓林编著：《风险统计》，经济科学出版社，1999 年 11 月。

22. 李勇权著：《巨灾保险风险证券化研究》，中国财政经济出版社，2005 年 1 月。

23. 李中杰著：《非寿险精算学》，河南科学技术出版社，1996 年 12 月。

24. 刘海龙、吴冲锋：《基于投资理论的保险定价公式》，《中国管理科学》，第 9 卷第 3 期，2001 年 6 月。

25. 刘军：《道德风险与最优保险产品设计模型》，《系统工

程》,第 21 卷第 4 期,2003 年 7 月。

26. 刘喜华、吴育华:《信息不对称与最优保险契约设计》,《中国软科学》,2003 年第 10 期。

27. 刘新立、董峥:《论我国保险公司的整合风险管理》,《保险研究》,2003 年第 2 期。

28. 刘裔宏、杨安等:《一类最优再保险的策略分析》,《系统工程》,第 15 卷第 6 期,1997 年 11 月。

29. 陆珩真、陈伟忠:《巨灾风险债券定价》,中国金融学术研究网(www. cfrn. com. cn)。

30. 栾存存:《巨灾风险的保险研究与应对策略综述》,《经济学动态》,2003 年第 9 期。

31. 吕宙著:《竞争力:中国保险业发展战略选择》,中国金融出版社,2004 年 2 月。

32. 马永伟:《加强精算制度建设,促进中国保险业健康发展》,《精算通讯》,第 3 卷第 3 期。

33. 马永伟主编:《各国保险法规制度对比研究》,中国金融出版社,2001 年 12 月。

34. 毛宏、罗守成、唐国春:《国外保险定价的发展及其对我国的借鉴》,《运筹与管理》,第 12 卷第 2 期,2003 年 4 月。

35. 孟生旺、袁卫编著:《实用非寿险精算学》,经济科学出版社,2000 年 2 月。

36. N. L. Bewere 著,郑韫瑜、余跃年译:《风险理论》,上海科学技术出版社,1995 年 11 月。

37. 裴光著:《中国保险业竞争力研究》,中国金融出版社,2002 年 1 月。

38. 彭实戈:《倒向随机微分方程及其应用》,《数学进展》,1997 年 4 月。

39. 彭雪梅:《再保险的创新——财务再保险》,《保险研究》,

2002 年第 11 期。

40. 让・勒梅尔著,袁卫、孟生旺译:《欧美保险业监管》,经济科学出版社,1999 年 2 月。

41.〔荷兰〕R・卡尔斯等著,唐启鹤等译:《现代精算风险理论》,科学出版社,2005 年 3 月。

42. 任若恩等编著:《保险经济学》,北京航空航天大学出版社,2000 年 2 月。

43. 荣喜民、王峥、张奎庭:《投资对保险价格的影响研究》,《预测》,2003 年第 5 期。

44. 荣喜民、张世英:《再保险定价的研究》,《系统工程学报》,2001 年 12 月。

45. 邵学清:《保险定价发展研究》,《广西经济管理干部学院学报》,2003 年第 3 期。

46. 施锡铨著:《博弈论》,上海财经大学出版社,2000 年 2 月。

47. 宋学良:《中国入世承诺可能造成国内再保险市场缩水》,《财经科学》,2002 年第 3 期。

48. 宋明哲编著:《现代风险管理》,中国纺织出版社,2003 年 2 月。

49. 粟芳著:《中国非寿险保险公司的偿付能力研究》,复旦大学出版社,2002 年 12 月。

50. 孙立明、孙祁祥:《风险管理的新趋势:整合风险管理及其在中国的应用》,《经济学动态》,2003 年第 8 期。

51. 孙祁祥等著:《中国保险业:矛盾、挑战与对策》,中国金融出版社,2000 年 1 月。

52. 孙祁祥、郑伟等:《中国巨灾风险管理:再保险的角色》,《财贸经济》,2004 年第 9 期。

53. 孙祁祥、孙立明:《保险经济学研究述评》,《经济研究》,

2002 年第 5 期。

54. 孙祁祥、周奕:《恐怖主义事件与巨灾保险衍生品》,《财贸经济》,2002 年第 4 期。

55. 仝春建、刘嵘:《翘首“补天女娲” 中国巨灾保险期待三步走》,《中国保险报》,2003 年 9 月 4 日。

56. 万俊文:《分保摊回赔款估计的个案方法》,《中国保险管理干部学院学报》,2003 年第 2 期。

57. 汪端阳、李伯经:《效用理论在再保险中的应用》,《经济数学》,1999 年第 2 期。

58. 汪熙、李浩主编:《保险与市场经济》,复旦大学出版社,2000 年 10 月。

59. 王海艳编著:《保险企业资产负债管理》,经济科学出版社,2004 年 8 月。

60. 王健康等编著:《保险经济学》,清华大学出版社,2005 年 7 月。

61. 王晓军等编著:《保险精算学》,中国人民大学出版社,1995 年 12 月。

62. 王庆石:《保险业风险资产证券化产品定价研究》,中国金融学术研究网。

63. 王一佳、马泓、陈秉正等著:《寿险公司风险管理》,中国金融出版社,2003 年 10 月。

64. 魏华林、李开斌著:《中国保险产业政策研究》,中国金融出版社,2002 年 8 月。

65. 魏巧琴著:《保险企业风险管理》,上海财经大学出版社,2002 年 2 月。

66. 吴礼斌:《损失分布与再保险的精算》,《财贸研究》,2003 年第 1 期。

67. 吴美华、朱应皋:《金融道德风险博弈定价模型及其分

析》,《当代经济研究》,2001 年第 9 期。

68. 项宇:《再保险自留额的理论模型与分出率的现状分析》,上海财经大学硕士学位论文,2000 年 12 月。

69. 项宇:《再保险自留额模型初探》,《精算通讯》,第 1 卷第 1 期。

70. 肖文、孙明波:《保险风险证券化的含义及其发展》,《浙江金融》,2003 年第 1 期。

71. 肖艳颖、邱菀华:《用组合投资理论确定最优比例再保险的一个方法》,《决策借鉴》,第 15 卷第 4 期,2002 年 8 月。

72. 肖艳颖、邱菀华:《再保险研究现状综述》,《北京航空航天大学学报》(社会科学版),第 16 卷第 1 期, 2003 年 3 月。

73. 谢志刚、韩天雄编著:《风险理论与非寿险精算》,南开大学出版社,2000 年 9 月。

74. 谢志刚:《论我国财险精算制度的建设》,《精算通讯》,第 3 卷第 2 期。

75. 徐爱荣:《巨灾风险谁来保险》,《中国商业保险》,2003 年第 3 期。

76. 徐爱荣:《巨灾债券的一种定价模型》,《保险职业学院学报》,2005 年第 3 期。

77. 徐爱荣:《论保险业的证券化发展趋势》,《上海保险》,2002 年第 1 期。

78. 徐爱荣:《我国巨灾风险及其应对策略》,《上海金融学院学报》,2004 年第 6 期。

79. 徐爱荣:《再保险交易中的道德风险及其博弈分析》,《上海金融学院学报》,2005 年第 4 期。

80. 徐爱荣:《中国再保险精算发展的现状、问题和对策建议》,《上海保险》,2005 年第 3 期。

81. 许国栋、李心丹:《风险管理理论综述及发展》,《北方经

贸》,2001 年第 9 期。

82. 许谨良主编:《保险学原理》,上海财经大学出版社,1997 年 5 月。

83. 杨步青、叶中行:《保险公司的最优再保险和红利分配》,《系统工程》,第 18 卷第 6 期,2000 年 11 月。

84. 杨经福:《我国再保险业发展的现状与对策》,《商业研究》,2001 年第 4 期。

85. 姚壬元:《我国再保险市场发展研究》,《中南财经政法大学学报》,2003 年第 2 期。

86. 叶永康、郑康彬主编:《金融工程概论》,武汉大学出版社,2000 年 5 月。

87. 约翰·赫尔著,张陶伟译:《期权、期货和衍生证券》,华夏出版社,1997 年 1 月。

88. 张琳:《再保险市场供给不足的原因分析》,《保险研究》,2003 年第 10 期。

89. 张琳、王刚:《最优再保险的两类定价模型》,《财经理论与实践》,2003 年第 3 期。

90. 张瑞:《浅议保费的几种计算方法》,《经济经纬》,1997 年第 3 期。

91. 张庆洪编著:《保险经济学导论》,经济科学出版社,2004 年 8 月。

92. 张维迎:《博弈论与信息经济学》,上海三联书店、上海人民出版社,1996 年 8 月。

93. 赵迎琳、于泳、杨融、丁文辉:《保险业风险管理理论与方法的探讨》,《保险研究》,2003 年第 7 期。

94. 赵苑达主编:《再保险学》,中国金融出版社,2003 年 1 月。

95. 周伏平:《巨灾风险证券化研究——金融、保险一体化的典范》,《财经研究》,2002 年第 2 期。

96. 周骏、张中华、刘冬姣主编:《保险业与资本市场》,中国金融出版社,2004 年 11 月。

97. 周立著:《金融工程与风险管理》,中国金融出版社,2001 年 8 月。

98. 邹平、刘虹著:《中国保险改革发展启示录》,中国社会科学出版社,2003 年 8 月。

99. 中保再保险有限公司课题组:《建立与完善我国再保险市场体系的研究与探讨》,《保险研究》,1997 年第 1 期。

100. 王海鹏、王媚莎:《基于博弈均衡及期权价值的最优保险行为分析框架》,《保险研究》,2010 年第 2 期。

101. 赵彧:《我国再保险市场的供需关系探析》,《保险研究》,2008 年第 8 期。

102. 卓志:《论中国再保险业的转型与发展》,中国风险管理网(www.chinarm.cn),2009 年 3 月 9 日。

103. 高洪忠:《再保险精算实务》,北京大学出版社,2008 年 2 月。

104. Daniel D. Heyer:"Stochastic Dominance: A Tool for Evaluating Reinsurance Alternatives", CAS Reinsurance Call Papers, 2001.

105. D. G. Hart, R. A. Buchaman and B. A. Howe: "Actuarial Practice of General Insurance", Institute of Actuariesof Australia, 1996.

106. Dmitry E. Papush:"A Simulation Approach in Excess Reinsurance Pricing", CAS Reinsurance Call Papers, 1997.

107. Donald F. Mango:"An Application of Game Theory: Property Catastrophe Risk Load", CAS Reinsurance Call Papers, 1997.

108. Emanuel Pinto and Daniel Gogol: "An Analysis of Excess Loss Development", CAS Discussion Paper Program, 1986.

109. Gary G. Venter: "Measuring Value in Reinsurance", CAS Reinsurance Call Papers, 2001.

110. G. Ottaviani: "Financial Risk in Insurance", Springer-Verlag Berlin Heidelbeg, 1995.

111. Hans Bühlmann: "Mathematical Methods in Risk Theory", Springer, 1996.

112. John Slusarski: "Strategic Insurance Purchasing in the 21st Century", CAS Reinsurance Call Papers, 2001.

113. Kenneth A. Froot: "The Financing of Catastrophe Risk", The University of Chicago Press, 1999.

114. Leigh J. Halliwell: "ROE, utility and the Pricing of Risk", CAS Reinsurance Call Papers, 1999.

115. Leslie Lucas, John Mclean and Peter Green: "Reinsurance Management", 1996.

116. Nathan A. Schwartz and Laura A. Esboldt: "Evaluating Catastrophe Risk Transfer Alternatives Through Dynamic Finance Analysis", CAS Reinsurance Call Papers, 2001.

117. Nolan E. Asch: "Reinsurance Pricing for the New Transitional Claims—Made GL Product", CAS Discussion Paper Program, 1986.

118. Patrik G: "Reinsurance", *Foundations of Casualty Actuarial Science* (Fourth Edition), CAS, 2001.

119. Paul Embrechts, Claudia KlÜppelberg, Thomas Mikosch: "Modelling Extremal Events for Insurance and Finance", Springer-Verlag, 1999.

120. R. L. Carter: "Reinsurance", Trowbridge & Esher, 1979.

121. Robert Kiln and Stephen Kiln: "Reinsurance Underwriting", 1996.

122. Robert P. Butsic: "Capital Allocation for Property — Liability Insurers: A Catastrophe Reinsurance Application", CAS Reinsurance Call Papers, 1999.

123. Ronald F. Wiser and St. Paul Fire and Marine Insurance Company: "The Cost of Mixing Reinsurance", CAS Discussion Paper Program, 1986.

124. Stephen W. Phibrick, Tillinghast and Nelson & Wareen, Inc: "Reserve Review of a Reinsurance Company", CAS Discussion Paper Program, 1986.

125. Steward M. Coutts and Timothy R. H. Thomas: "Capital and Risk and their Relationship to Reinsurance Programmes", CAS Reinsurance Call Papers, 1997.

126. SwissRe:《保险业的资本市场创新》, *Sigma*, 2001 年第 3 期。

127. SwissRe:《为公司提供的非传统风险转移方式》, *Sigma*, 1999 第 2 期。

128. SwissRe:《再保险——是系统风险吗?》, *Sigma*, 2003 年第 5 期。

129. Tomasz Rolski, Hanspeter Schmidli, Volker Schmidt and Jozef Teugels: "Stochastic Processes for Insurance and Finance", John Wiley & Sons, 1999.

130. 国际保险监管官协会网站(http://www.iaisweb.org/)。

131. 美国非寿险精算学会网站(http://www.casact.org/)。

132. 瑞士再保险公司网站(http://www.swissre.com/)。

133. 国务院研究发展中心网站(http://www.drcnet.com.cn/)。

134. 中国保监会网站(http://www.circ.gov.cn/)。

135. 中国保险网(http://www.3wins.com/)。

136. 中国精算网(http://www.china-actuary.com)。

[General Information]
书名=再保险精算问题研究
作者=徐爱荣著
页数=212
SS号=12910679
出版日期=2011.10